

サトウキビの蒸発散特性と生長曲線解析法を用いた

収量予測に関する研究

**Study on the yield prediction in sugarcane
using evapotranspiration and growth curve analysis**

学位論文

Doctoral Thesis

比屋根 真一

Shinichi Hiyane

鹿児島大学大学院連合農学研究科

The United Graduate School of Agricultural Science

Kagoshima University

March 2021

目 次

第1章 緒 論	3
第2章 サトウキビ圃場の蒸発散特性	
第1節 宮古島における夏植えサトウキビ圃場の蒸発散特性	
緒 言	8
材料および方法	8
結 果	10
考 察	12
摘 要	14
第2節 沖縄本島南部地域の夏季における春植えサトウキビ圃場の蒸発散特性	
緒 言	19
材料および方法	20
結 果	21
考 察	23
摘 要	25
第3章 沖縄県のサトウキビ圃場における改良タンクモデル法を用いた土壌水分量の推定	
緒 言	31
材料および方法	31
結果と考察	33
摘 要	36
第4章 沖縄本島南部のサトウキビ圃場における積算蒸発散量による地上部乾物重の推定	
緒 言	42
材料および方法	42
結 果	45
考 察	46
摘 要	47
第5章 ロジスティック曲線の変曲点出現時期の生育データを用いたサトウキビの収量予測	

緒 言	55
材料および方法	56
結 果	57
考 察	59
摘 要	62
第 6 章 気象感応試験データと積算蒸発散量を用いた重回帰分析による原料茎重の予測	
緒 言	66
材料および方法	66
結 果	68
考 察	70
摘 要	72
第 7 章 総合考察	83
謝 辞	91
引用文献	92
要 旨	97
Summary	98

第1章 緒 論

南西諸島では、北緯 24°02'から 31°11', 東経 122°56'から 131°20', 南北約 1200 km, 東西 1000 km におよぶ広大な亜熱帯条件下でサトウキビが栽培されている(図 1-1). 沖縄県におけるサトウキビは、沖縄本島と 55 の島々が存在し、そのうち、16 の島々に製糖工場が存在する。いずれの島嶼でも、近年、一農家あたりの収穫面積が増える等、規模拡大の傾向で栽培されつつあり(図 1-2, 1-3), 経済波及効果が約 4 倍と高く(家坂, 2001), 園芸作の導入による代替も困難な状況において、農業生産だけでなく、社会や人口を維持するためにもなくてはならない作物である。

サトウキビ生産状況は、台風や干ばつ等に代表される厳しい気象条件下で栽培されている。生産者の7割は60歳以上と高齢化は進み(図1-4), 耕作放棄地面積は平成17年度の3,240 haから平成27年度には2,445 haと減少するものの、まだ一定の面積が存在しており(図1-5), 肥培管理等の遅れや台風襲来や干ばつ等の気象災害や病害虫多発等の影響により、単位面積あたりの収量低下が見られる(図1-6). そのような状況の中、サトウキビの安定的な生産量の確保は急務である。

作物は物質生産を行う際、ガス交換の結果として葉の蒸散作用により多量の水分を大気中に放出している。地面からの蒸発を含むサトウキビ圃場の蒸発散量は沖縄県の夏季で1日あたり約 7 mm day⁻¹にも及ぶ(城間ら, 1979; 比屋根ら, 2004). この水分の損失は、降水や灌漑による供給がなければ、作物の生育、収量に多大な影響を及ぼす。

農業分野における蒸発散の研究は、①水資源の評価、②灌水量や灌水時期の決定、③作物の水消費特性や水分生理の解明、④水利用効率の高い作物・品種の選定および栽培法の確立、⑥蒸発散に基づく作物の生育・収量の予測等が主としておこなわれてきた(桜谷, 1987). 近年、農業における水の有効利用の重要性が高まるにつれて、蒸発散量と物質生産との関係について明らかにされつつある。このことに基づいて、蒸発散から収量を予測する方法、目的とする収量を得るための必要水量、水利用効率を高める方法の検討が様々な作物で活発になされている。これらは、サトウキビ生産への適応も可能であることが推察される。

生長曲線解析法とは、原料茎重や乾物量等の生長量の変化から収穫時の収量を計算で求める手法である。植物の生長はロジスティック曲線に従うことが知られ、量的生長の推定に用いられている。ロジスティック曲線は初期値 (Y_0), 生長係数 (K , 最大生長速度) と最終値で決定され、変曲点の出現時期で生長速度は最大値となる(McMartin, 1979; Hunt, 1982; 守谷ら, 1996). よって、サトウキビの茎伸長や原料茎重の推移がロジスティック曲線に従うとすれば、 Y_0 と K がわかれば最終の茎長や原料茎重を予測することができる。もし、この方法を用いた精度の高いサトウキビの生育、収量予測が確立できれば、サトウキビの栽培管理への有益な情報を提供できるばかりでなく、製糖工場における原料搬入量の把握や工場操業期間の決定等にも活用できると期待される。

以上を背景に、本研究ではサトウキビの生育、収量を蒸発散量との関係から推定する方法を確立することを目的に、第2章では、沖縄県のサトウキビ圃場における蒸発散特性を明らかにするため、宮古島の夏植えと那覇市の春植えで熱収支ボーエン比法を用いて蒸発散量を測定した。さらに、基準蒸発散量に作物係数を乗じる方法での蒸発散量の推定の可能性を検討した。第3章では、糸満市のジャーガルのサトウキビ圃場において、タンクモデル法による土壌水分量の推定精度と、国頭マージ、島尻マージと沖縄県における主要土壌への適応性を検討した。さらに、土壌水分状態を把握するモニタリング技術の開発と灌水技術を組み合わせた実証をジャーガルで行い、沖縄県における気象情報とタンクモデルを基本とした灌水情報システムの実用化の可能性を検討した。第4章では、糸満市で品種 NiF8 を供試して、植付け時期と収穫時期を変えた栽培を実施し、サトウキビ圃場における蒸発散量と地上部乾物重との関係を解析して、気象要因の総合指標としての蒸発散量活用の可能性を明らかにした。第5章では、沖縄県で長期間調査がおこなわれている気象感応試験のサトウキビ生育および収量データを活用し、ロジスティック曲線を用いたサトウキビの生育および収量予測の精度向上を試みた。第6章では、第5章で明らかとなった最大速度の出現時期を含む様々なステージの調査データと積算蒸発散量を説明変数にして重回帰分析による収穫時の原料茎重の予測を試みた。第7章の総合考察では、蒸発散量データとロジスティック曲線を用いた収量予測の可能性について検討し、今後の沖縄県のサトウキビの安定的生産に寄与する栽培管理技術について提案を行った。

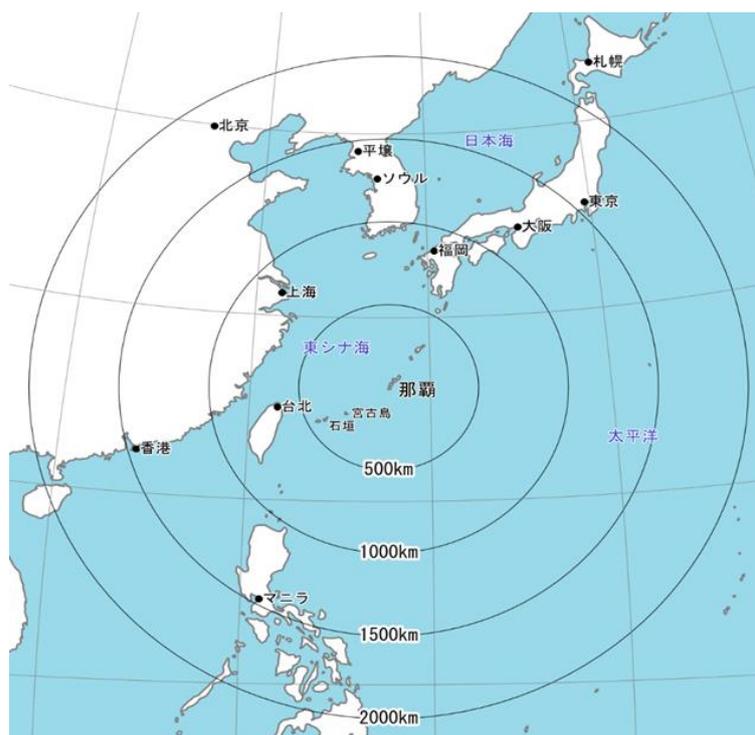


図 1-1. 沖縄県の位置 (沖縄県企画部, 2018).

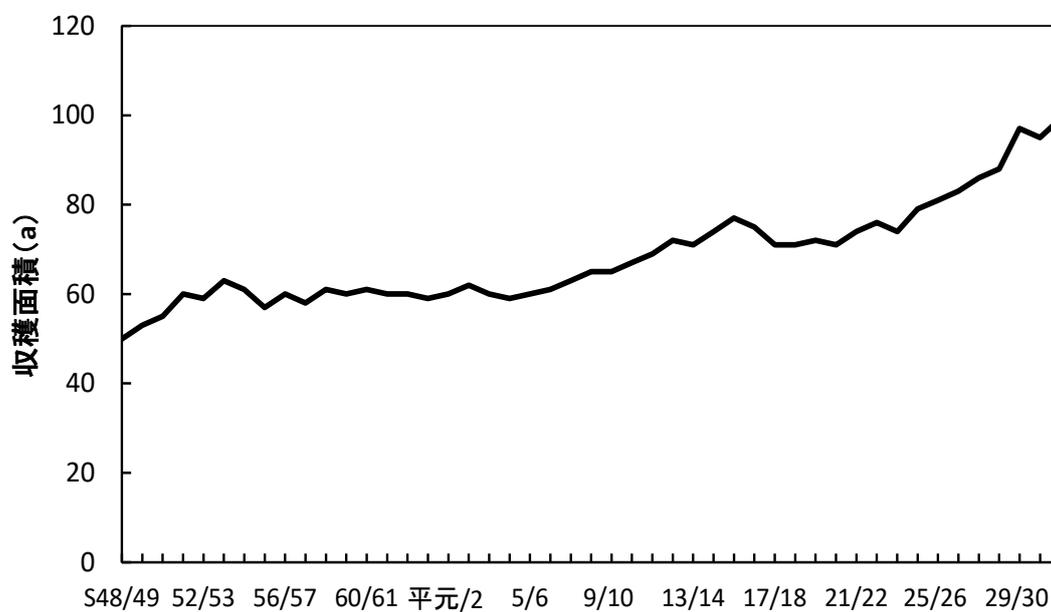


図 1-2. 沖縄県におけるサトウキビ農家あたりの収穫面積の推移 (沖縄県農林水産部, 2020).

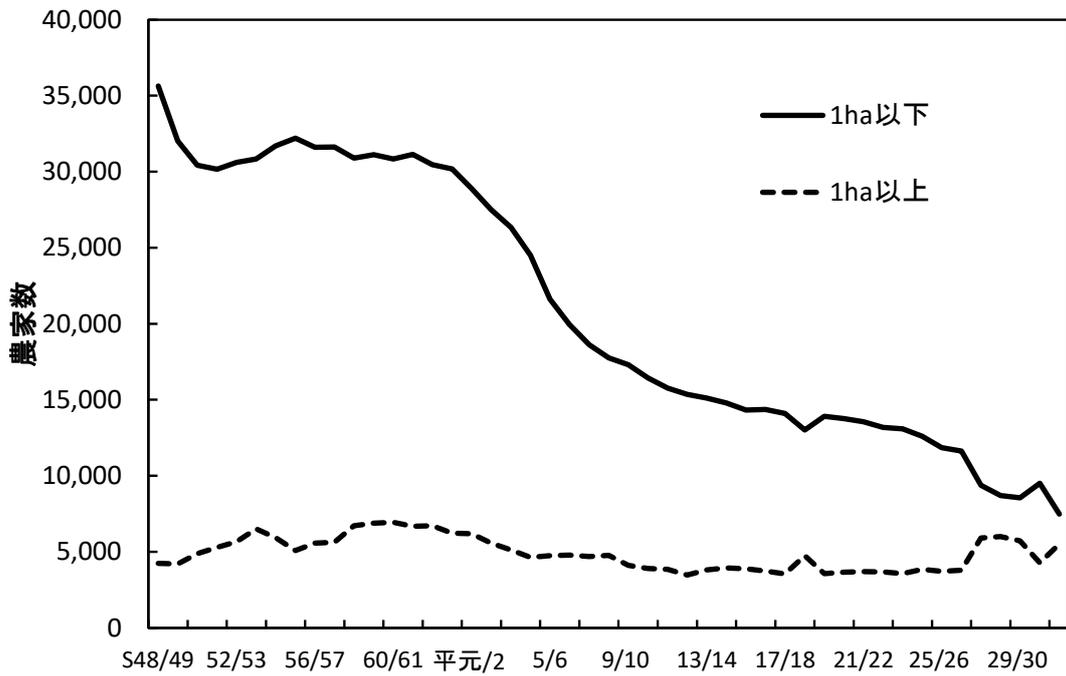


図 1-3. 沖縄県におけるサトウキビ生産農家戸数の推移 (沖縄県農林水産部, 2020).

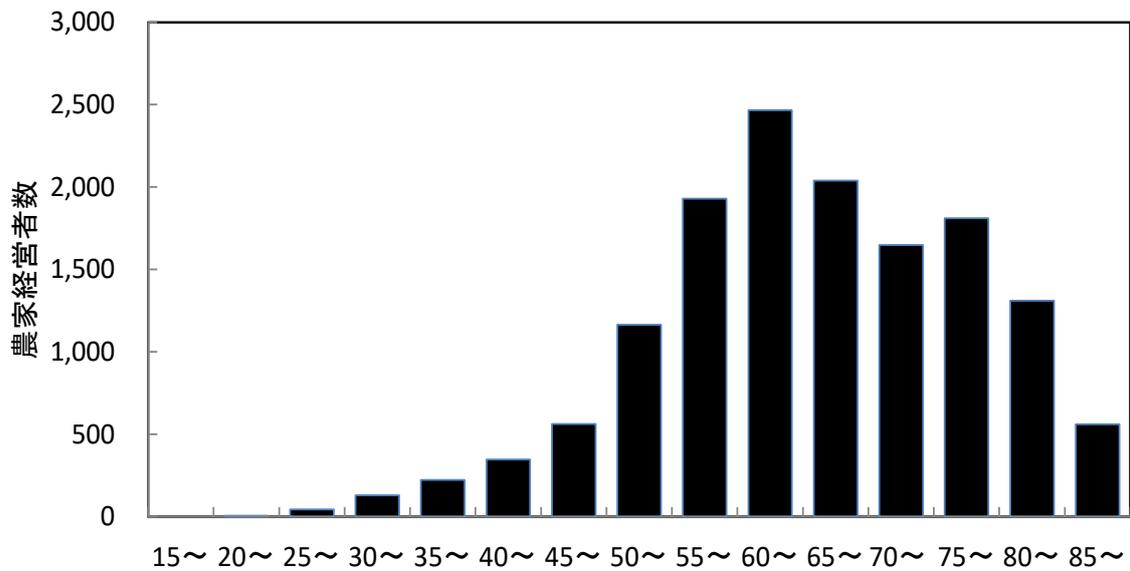


図 1-4. 沖縄県における農家経営者の年齢構成 (沖縄県企画部, 2017).

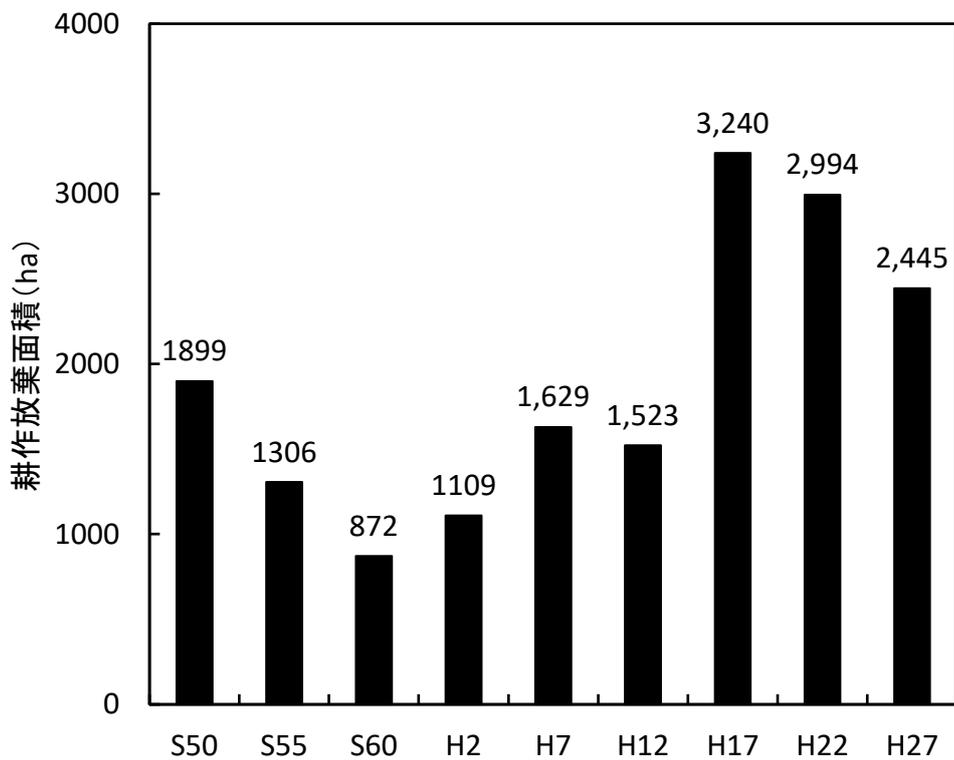


図 1-5. 沖縄県における耕作放棄地面積の推移 (沖縄県企画部, 2017).

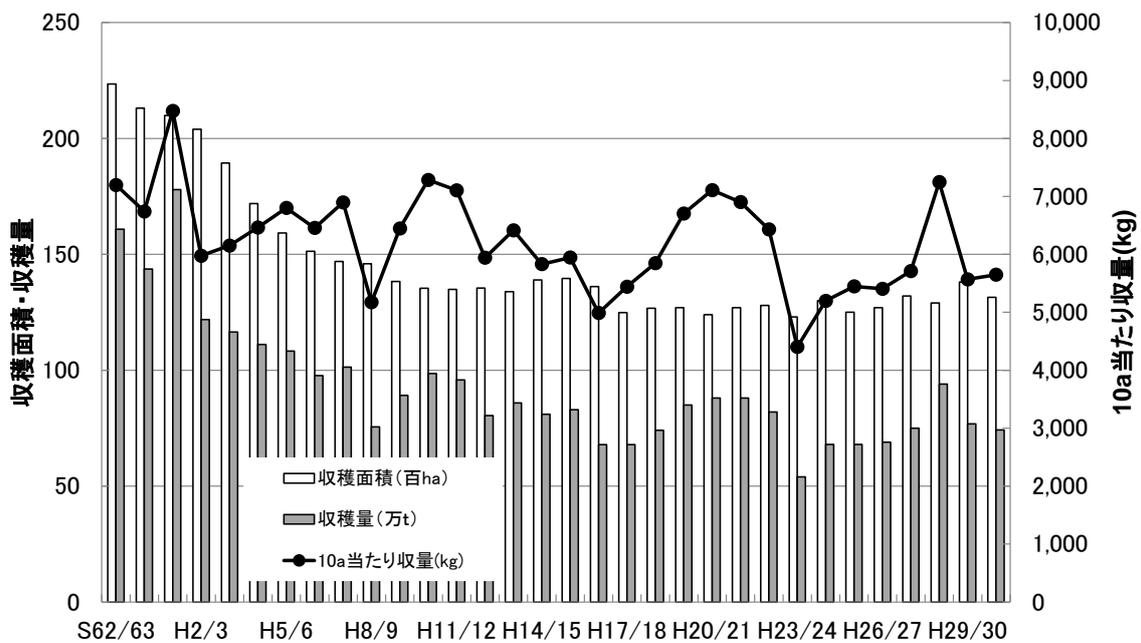


図 1-6. 沖縄県における収穫面積，収穫量と 10a あたり収量の推移 (沖縄県農林水産部, 2020).

第2章 サトウキビ圃場の蒸発散特性

第1節 宮古島における夏植えサトウキビ圃場の蒸発散特性

緒言

宮古島は北東から南東に連なる南西諸島のほぼ中間である北緯25°、東経125°付近の亜熱帯気候区に位置する島である。主要な産業は、耕地面積8400 haの約半分を占めるサトウキビで、次いで葉タバコ、マンゴー等の園芸作物および畜産である（沖縄県宮古支庁，2001）。年平均降水量は約2200 mmであるが、島全体はサンゴ礁が隆起して出来た透水性の高い琉球石灰岩からなるため、雨水は直ちに土壤に浸透し地下に蓄えられる。そのため、地下水は豊富にあり、飲料水のみならず、生活用水、農業用水および工業用水として利用されている。一方、その地下水は農業活動の結果、圃場に施用された窒素による汚染が進行し、1960年代には地下水の硝酸態窒素濃度は約2 mg L⁻¹であったが、1980年代以降その約4倍の8 mg L⁻¹となり環境基準値である10 mg L⁻¹にせまろうとしている（中西ら，1995）。施肥した肥料成分の窒素は、生長のために作物に吸収されるか、または空中に脱窒される以外は、降水や灌水による余剰な水とともに地下へ浸透される。従って、圃場の水収支を明らかにすることは、合理的な施肥管理のためばかりでなく、地下水の環境保全と持続的農業発展のためにも重要である。しかし、宮古島における圃場の水収支についてはこれまで十分に検討されていない。

水収支の構成要素の一つである蒸発散特性については、これまでに多くの作物で検討されている（大場，1988；三浦ら，1988，1994，1997）。国内におけるサトウキビの蒸発散特性については、沖縄本島で実施された研究例がある（山城，1968；城間ら，1979）。宮古島のサトウキビ栽培は沖縄県における主要な部分を占めており、年内に施肥と最終培土がおこなわれること（中西，2001）、夏季の生育旺盛期では干ばつが頻繁に認められること（沖縄県宮古支庁，2001；比屋根・大場，2001）等から、サトウキビ圃場レベルにおける長期的な蒸発散測定は、サトウキビの生育、栽培管理、地下水保全やその有効利用のためにも有益と考えられる。

本研究では、2000年1月15日から12月15日まで実施した微気象の測定結果から、熱収支をもとにボーエン比法による夏植えサトウキビ圃場の蒸発散特性を調べた。次に、気候データから実蒸発散量を推察するために、FAOから新たに提案されたPenman-Monteith法（Allen *et al.*, 1998）、これまで使われてきた改良Penman法、日射法（Doorembos and Pruitt, 1977）を用いて算出された作物係数を比較し、宮古島へ適応することが可能なのか検討した。

材料および方法

圃場の概況

測定は、沖縄県平良市内の基盤整備が施された平坦な夏植えサトウキビ圃場において、2000年1月15日から12月15日まで行った。サトウキビは、面積約30 aの圃場に1999年8月後半に畝間1.4 m、株間0.3 mにして2芽苗を定植し、年内に施肥と最終培土を実施して栽培した。この栽培方法は沖縄県の栽培指針要領（沖縄県農林水産部，1999）に記載されたものとは異なるが、宮古島では一般的におこなわれている方法である（中西，2001）。観測サイトの圃場面積は30 aであるが、その周辺も夏植えのサトウキビ圃場が広がっており、総面積が約4 ha規模になる。そのため、観測のフェッチは主風向に対して十分と推察された。生育は草高と葉面積を毎月毎に調査した。葉面積の測定にはプラントキャノピーアナライザー（Li - COR社製，LAI - 2000）を用いた。

蒸発散の測定方法

熱収支ボーエン比法による蒸発散量の測定は、サトウキビ圃場のほぼ中央部で行った。蒸発散量は次式から求めた。

$$AET = (R_n - G) / L (1 + \beta)$$

ここでAETは蒸発散量 ($\text{kg m}^{-2} \text{s}^{-1}$)、 R_n は純放射量 (W m^{-2})、 G は地中熱流量 (W m^{-2})、 L は蒸発潜熱 (J kg^{-1}) および β はボーエン比である。ボーエン比は植被上の0.35 mと1.35 mの2高度における乾球・湿球温度差とその中間における乾球・湿球温度から求めた。これらの測定には熱電対を用いて作製した通風型乾湿計を用いた（桜谷・岡田，1984）。 R_n は純放射計（REBS製，Q*7）を植被上1.5 mに、 G と地温は地中熱流計（英弘精機製，MF-81）と熱電対温度計を表層から0.01 mの位置に設置して測定した。地温と葉温は熱電対線を用い、前者は地表面下から0.1 cmの位置で、後者はサトウキビ葉身の最上位葉の裏面に張り付けて測定した。

土壌中の体積含水率は、表層から0.15 mの位置にADR土壌水分計（池田計器製，Theta Probe ML2）を設置して測定した。各センサーからの信号は、データロガー（Campbell製，CR10X）により30秒間隔で取り込み、30分平均値で記録して、その値から熱収支項の計算を実施した。日射量と降雨量は、宮古島地方气象台（北緯24°48'，東経125°17'）の観測値を使用した。なお、実験圃場と气象台との距離は約5 kmである。

作物係数の算出方法

気候データから実蒸発散量を推定する方法として基準蒸発散量を用いた式が提案されている。基準蒸発散量 (E_{To}) とは、「完全に地表を覆いかつ十分な給水を受け、生育中の草丈8 ~ 15 cmの均一な青草の広い面から出る蒸発散量」として定義される。基準蒸発散量 (E_{To})は、FAOの提案した改良Penman法および日射法（Doorenbos and Pruitt，1977）と、Penman-Monteith法（Allen *et al.*，1998）で下式に従って算出した。

改良Penman法

$$E_{To} = (R_n / L) \Delta / (\Delta + \gamma) + \gamma f(u) (e_s - e_a) / (\Delta + \gamma)$$

ここで、 Δ は飽和水蒸気傾度 ($\text{hPa } ^\circ\text{C}^{-1}$), γ は乾湿計定数 ($\text{hPa } ^\circ\text{C}^{-1}$), $f(u)$ は風速関数 ($\text{W m}^{-2} \text{hPa}^{-1}$), ea は水蒸気圧 (hPa), es は飽和水蒸気圧 (hPa)である. $f(u)$ と R_n はDoorenbos and Pruitt (1977)の提案した次式を用いた.

$$f(u) = 0.27 + 0.233 U_2$$

$$R_n = (1 - a) R_s - \{0.9 (\tau/\tau_0) + 0.1\} (0.56 - 0.079 ea) \sigma (T_a + 273)^4$$

ここで、 U_2 は地表面上2 m高度での日平均風速 (m s^{-1}), a はアルベドで0.25, R_s は全短波放射量 (MJ m^{-2}), τ/τ_0 は日照率, T_a は日平均気温 ($^\circ\text{C}$)である.

日射法

$$ET_o = a \Delta / (\Delta + \gamma) R_s / L$$

ここで、 a は経験定数でDoorenbos and Pruitt (1977)を参考に気象条件を考慮して1.0とした.

Penman-Monteith法

$$ET_o = \Delta (R_n - G) / \{ \Delta + \gamma(1 + 0.34U_2) \} + \gamma \{ 900 / (T_a + 273) \} U_2 (es - ea) / \{ \Delta + \gamma(1 + 0.34U_2) \}$$

ここでの R_n はAllen *et al.* (1998)の提案した以下の式を用い, a は0.23, G は0とした.

$$R_n = (1 - a) R_s - \{ 1.35(\tau/\tau_0) - 0.35 \} (0.34 - 0.14 \sqrt{ea}) \sigma (T_a + 273)^4$$

作物係数(K_c)は次式で求めた.

$$K_c = AET / ET_o$$

ここで、 AET はボーエン比法で実測した蒸発散量 (mm day^{-1}), ET_o は基準蒸発散量 (mm day^{-1}) である. K_c は作物の種類, 生育時期および土壌水分によって異なる値を取る. 計算に必要な気象データは, 宮古島地方気象台の観測値を使用した.

結果

図2-1に期間中の日射量 (R_s), 純放射量 (R_n), 降雨量, 気温そして表層から15 cmの体積含水率を示した. 測定を行った2000年の天候は, 9月の干ばつ, 7月から11月の間に発生した6個の台風の接近により特徴付けられ, サトウキビの生育や微気象観測機器に障害を与えた. 特に, 8月29日と10月24日に来襲した台風12号と台風19号は, 瞬間最大風速が各々 36.6 m s^{-1} , 40.4 m s^{-1} と高い値を示し, サトウキビの生育に多大な影響をおよぼした. 生育初期にあたる冬春期の日平均気温の推移は, 1月27日に $12.6 \text{ }^\circ\text{C}$ と最も低い値を記録したように, 1 ~ 3月の期間中は $20 \text{ }^\circ\text{C}$ 以下で推移した. 4月に入ると気温は高まり, 6 ~ 9月には $30 \text{ }^\circ\text{C}$ に迫る値まで上昇し, その後, 徐々に低下した. R_s は日平均気温と同様に3月までは低く推移したが, 6 ~ 9月に $20 \sim 28 \text{ MJ m}^{-2}$ と高い値を示した. R_n は R_s の動きに追随し, $0 \sim 18.4 \text{ MJ m}^{-2}$ の範囲で推移した. R_n/R_s の年平均値は0.60で, ほぼ一定の値で推移したものの, 11月以降に若干の低下が認められた.

土壌水分の変化を表層から15 cmの体積含水率の変化から見ると, 6月, 8月そして9

月の雨量の少ない時期に $0.38 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ まで体積含水率が低下したが、他の月は台風等の適当な降雨により土壤水分量は毛管連絡切断水分量以上で推移した。ここで、黒田ら(1992)が宮古島の表層から15 cmの土壤で求めたpF-体積含水率曲線の結果をもとに水分恒数を整理すると、圃場容水量は $0.40 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ 、毛管連絡切断水分量は $0.35 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ 、初期シオレ点は $0.31 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ 、永久シオレ点は $0.30 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ となる。従って、有効水分量は $0.10 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ 、正常生育有効水分量は $0.09 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ であり、火山灰土壤と比べて小さい。上記の気象環境条件の中、サトウキビの草高は生育が進むに従い直線的に増加し、8月には約3.5 mとなった。その後、台風12号と19号の来襲によりサトウキビは地面を覆うように倒伏し草高2.5 m前後で推移した。葉面積指数 (LAI) は、生育が進むに従い徐々に上昇し、3月にはLAIが約3となった後、5月に約2.4に低下した。しかし、その後再び上昇し8月に最大の約3.5に達したが、8月に来襲した台風12号により葉が破損し、LAIが急激に減少して約2で推移した (図2-2)。

1 ~ 12月までのAETの変化を図2-3に示した。なお、空白部分は台風等による測定計器の不調による欠測である。AETは天候によって変動したが、1 ~ 4月は $0 \sim 6.28 \text{ mm day}^{-1}$ 、5 ~ 8月は $0 \sim 7.20 \text{ mm day}^{-1}$ 、9 ~ 12月は $0 \sim 5.36 \text{ mm day}^{-1}$ の範囲の変化である。各期間の平均値は、1 ~ 4月が 2.06 mm day^{-1} 、5 ~ 8月は 4.26 mm day^{-1} 、9 ~ 12月は 2.16 mm day^{-1} で、測定期間中における平均値は 2.86 mm day^{-1} であった。AETの変動はRsの変化とよく追従していた。最もAETが高かったのは7月7日の 7.20 mm day^{-1} であった。これは、土壤が湿潤状態であったことに加え、Rsも高かったことが理由と考えられる (図2-1)。

各熱収支項の日変化

図2-4に生育時期の異なる5月3日、7月3日、8月6日および12月8日の各熱収支項と気温と葉温の日変化を示した。5月3日の日変化を見ると、潜熱フラックス (IE) はRnの変化に追従した。Rn, IE, 顕熱フラックス (H) およびGの日積算値は、それぞれ11.6, 9.3, 2.3および 0.0 MJ m^{-2} であった。しかし、7月3日の各熱収支項の日積算値はそれぞれ11.9, 5.7, 6.0および 0.2 MJ m^{-2} とIEとHへの分配が同程度となった。Hへの分配が高まった理由としては、土壤の体積含水率が $0.38 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ と圃場容水量よりも低下し、根が分布する表層の土壤水分が低下したことによりAETが低下したことが理由と考えられる。土壤の体積含水率が $0.45 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ と回復した8月6日のRn, IE, HおよびGの日積算値は、それぞれ8.7, 6.4, 2.1および 0.2 MJ m^{-2} であった。12月8日のRn, IE, HそしてGの日積算値は、それぞれ6.4, 3.9, 0.8および 1.7 MJ m^{-2} と、Rnの約半分はIEに分配されているが、Gへの分配も高まっている。さらに、日変化を見ると13時のRnはその日で最も高いにもかかわらず、一時的にIEが低下しGが高かった。これは、植物体が糖を蓄積する成熟期にあること、台風の来襲による植物体の損傷や土壤養分の欠乏等により植物体の生理的活性が低下したため、強い日射量の時には蒸散に対する根の吸水が追いつかず、一時的に蒸散量が低下したと推察される。葉温は、測定された何れの日の日中でも気温

を上回った。しかし、5月3日は10～14時、7月3日は10～17時、8月6日は12～15時と上回る時間が異なった。

作物係数の算出

各算出式別に作物係数 (Kc) の季節変化を図2-5に示した。各算出方法別の季節変化を見ると、改良Penman法によるKcの月別平均値は、1月は0.59と低かったが、徐々に上昇し6月に0.90とピークが現れた。しかし、7月に0.63と低下した後は0.44～0.72と低く推移した。

新しく提案されたPenman-Monteith法で算出したKcも前述と同様の傾向を示し、1月は0.73と低いが、徐々に高まり、6月には1.07とピークが現れるが、7月に0.61と低下し、その後は0.51～0.85で推移した。

日射法で算出したKcは前述と異なり、1～6月まで0.75～0.92で推移し、その後、11月に0.71を示した以外は0.52～0.66と低く推移した。年平均値と変動係数は、改良Penman法が0.69と37.2%、Penman-Monteith法は0.83と33.7%であった。日射法によるKcの年平均値と変動係数は0.75と28.4%であった。

考 察

沖縄県の基幹作物であるサトウキビの蒸発散研究は、山城 (1968) が沖縄本島那覇市のライシメータでサトウキビのAETを測定し、8月に最大値7.1 mm day⁻¹を示し、7～9月の平均値は6.4 mm day⁻¹、5、6月を除くその他の月はほとんど3 mm day⁻¹以下であると報告している。また、城間ら (1979) は、沖縄県糸満市や東風平町の圃場で熱収支をもとにボーエン比法を用いてAETを測定し、夏季の典型的な晴天日におけるAETは6.7 mm day⁻¹程度であると述べている。本研究におけるAETの年平均値は2.86 mm day⁻¹、最高値は7月7日の7.2 mm day⁻¹であることから最高値と年平均値は同程度であった。しかし、7～9月の平均値は3.27 mm day⁻¹と山城 (1968) の報告と比較して低い値であったことから (図2-3)、宮古島における夏季のサトウキビのAETはさほど高くはないものと考えられる。

このように、宮古島における夏季のAETの平均値が低かった理由については幾つか考えられるが、Kcと一緒に考察を進める。

サトウキビ圃場の水収支を把握するためには、AETを推定する必要があり、FAOの基準蒸発散量 (RET) に基づくKcを求める必要がある。本研究では、各計算式による年平均値と変動係数は、改良Penman法が0.69と37.2%、Penman-Monteith法は0.83と33.7%、日射法は0.75と28.4%という結果が得られた。従って、変動係数から考察すると、日射法が他の式と比べて精度良くAETを推定できるものと推察される。大気湿度が季節的放射の変化にほとんど反応せず、海水温に左右される小島や沿岸地域では日射法の精度が高いことがこれまでに指摘されている (Doorenbos and Pruitt, 1977)。宮古島は四方

を海に囲まれて、年間を通して比較的湿潤な気候であることが影響したものと推察される。

サトウキビの作物係数は時期別に変動することが報告されている (Doorenbos and Kassam, 1979 ; 山城, 1990). Doorenbos and Kassam (1979) は生育旺盛期では1.0 ~ 1.2, Allen *et al.* (1998) は1.25を示すと述べている. 山城 (1990) はライシメータ法による実測値と改良Penman法による算出値で求めたKcは, 灌漑条件下では7 ~ 10月にピークがあり1.0 ~ 1.1と報告している. 本研究では, 自然条件下における改良Penman法, Penman-Monteith法によって求めた作物係数は6月にピーク値が現れ, その値も改良Penman法が0.90, Penman-Monteith法が1.07と従来の研究よりも低く推移した (図2-5). そこで, 宮古島における作物係数のピーク出現は従来の研究よりも2ヶ月程度早く認められ, さらにその値が低い原因について検討する.

まず, サトウキビ圃場における放射環境, 特に純放射量について検討するために, Doorenbos and Pruitt (1977) が提案した改良Penman法, Allen *et al.* (1998) が提案したPenman-Monteith法で用いられるRn推定式とサトウキビ圃場で実測した値との関係を図2-6に示した. いずれも, 実測値と推定値は同程度の値を示し, 両者の間には高い正の相関関係が認められた. 従って, サトウキビ圃場における放射環境が夏季のAETやKcの低下に及ぼす影響は比較的低いものと推察される. しかし, 実測値と各々の計算式による推定値から求めた標準誤差は, 改良Penmanが1.28 MJ m⁻², Penman-Monteith法は4.53 MJ m⁻²と前者が低かった. よって, 純放射量の推定には, 改良Penman法で用いられている推定式を用いる方が推定精度は良いと考えられる.

環境要因としては土壌水分の影響が考えられる. 土壌水分の低下によりKcが低下することはこれまでに報告がある (三浦・四方田, 1988). 本研究では測定計器の不調によるAETの欠測時が土壌水分の低下した時期に生じたため, Kcとの関係を詳細に検討することができなかった. しかし, 体積含水率が0.38 m⁻³ m⁻³と圃場容水量よりも低下した7月3日の純放射, 潜熱フラックス, 顕熱フラックスおよび地中熱流量の日積算値は, 各々11.9, 5.7, 6.0および0.2 MJ m⁻²とIEとHへの分配が同程度となった (図2-4). よって, 土壌水分の低下によるAETの低下が, Kcに影響をおよぼしたものと推察される. 他には, 8月29日に襲来した台風12号, 10月24日に襲来した19号の影響が考えられる. 台風襲来前のサトウキビの生育状況は, 草高が3.5 m, 葉面積指数 (LAI) が約3.5に達していた. しかし, 台風襲来後の蔗茎は大きく倒伏し, LAIも大きな損傷を受けた (図2-2). 宮古島には毎年台風が数回接近・上陸するが, 台風襲来後の植物体は, 生理的活性の低下, 葉の損傷・切断等の植物群落構造の損傷により蒸発散量の低下として現れ, 収量および収穫期における蔗茎の糖蓄積に大きく影響をおよぼしたものと予想される.

栽培管理の要因としては, 施肥と培土管理の時期が考えられる. 宮古島における夏植え栽培の施肥は, 植付けた年内に施肥と高培土がおこなわれるのが殆どである (中西, 2001). つまり, 最終施肥が12月頃で終了することにより翌年7月以降に植物体が必要とする養分が欠乏し, 植物体の生理的活性が低下したことが7月以降のAETの低下に

影響したものと推察される。中西 (2001) は肥料を緩効性肥料に変更するか、畦幅を現行よりも0.2 ~ 0.3 m広く取り、最終培土に伴う施肥時期を翌年の3月頃に移動することが適切であると述べている。

以上より、FAOの提案した改良Penman法、日射法とPenman-Monteith法を用いて宮古島におけるサトウキビ圃場のAET推定に必要なKcを算出したところ、変動係数から見た場合、日射法による推定精度が他の方法よりも良かった。さらに、従来の研究例よりもKcは低く、ピークの発生時期も早く認められた。本研究では、干ばつ時における土壤水分値の欠損と、植物体の生理的活性を表す気孔抵抗を測定しなかったため、Kcに対する影響を十分に考察することができなかった。Kcは土壤面からの蒸発係数と作物体からの蒸散係数から成り立つ (Allen *et al.*, 1998)。今後、これらの要因をKcに取り込んだ詳細な検討を行うことにより、宮古島におけるサトウキビ圃場の蒸発散量の推定精度を明らかにしたい。また、従来の研究と比較してKcが低いことは、宮古島における生育環境と栽培管理は、サトウキビ圃場からのAETを最大限に促すまでには至っていないと考えられる。蒸散もしくは蒸発散に関係する微気象要因が作物の物質生産量に密接に関連していることが指摘されている (桜谷,1987)。高い物質生産量を実現するためには、灌漑の実施や耕盤層の破碎等の技術を導入することにより根域を拡げ、水利用効率を最大限にするためAETを促す環境を整えることが必要である。

摘 要

沖縄県宮古島 (北緯24°, 東経125°) における夏植えサトウキビ圃場の微気象観測の結果から、熱収支をもとにボーエン比法で蒸発散量 (AET) を測定し、FAOの提案した改良Penman法、日射法およびPenman-Monteith法を用いて基準蒸発散量 (RET) を算出し、作物係数 (Kc) を求めた。測定期間中の蒸発散量は、0 ~ 7.20 mm day⁻¹の間で変動し、年平均値は2.86 mm day⁻¹であった。最もAETが高かったのは7月7日の7.2 mm day⁻¹であった。これは、土壤が湿潤状態で測定期間中最も日射量 (Rs) が高かったことが理由である。各熱収支項の熱分配は、純放射量 (Rn) の大部分が潜熱フラックス (IE) に分配され、顕熱フラックス (H)、地中熱流量 (G) への分配は小さかった。しかし、土壤水分が低下するとHへの分配が高まった。Kcの年平均値は、RETの算出方法によって異なり、Penman法は0.69、日射法は0.75そしてPenman-Monteith法は0.83であった。月平均Kcは、Penman法とPenman-Monteith法では6月にピークが認められ、その値は各々0.90と1.07であった。日射法では1 ~ 6月まで0.75 ~ 0.93で推移し、明瞭なピークは認められなかった。7月以降のKcはいずれの計算式でも低下した。その原因は、土壤水分の低下、台風の襲来による群落構造の破損と、施肥が年内に実施されるため翌年には養分が欠乏し、植物体の生理活性が低下したことが原因と推察された。

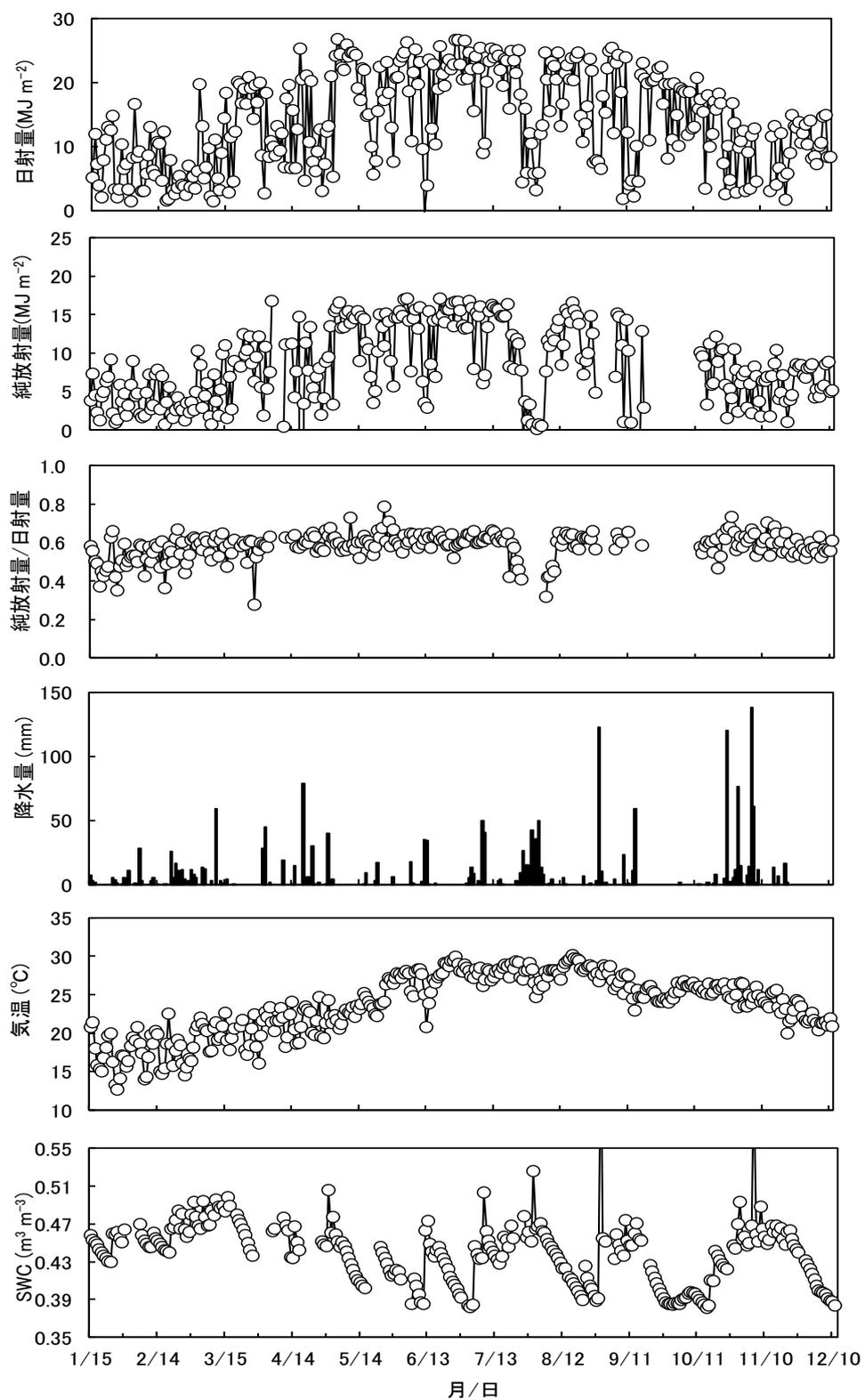


図 2-1. 日射量，純放射量，純放射量/日射量比，降水量，気温そして体積含水率 (SWC) の推移．注：測定は 2001 年 1 月 15 日から 12 月 11 日まで行った．

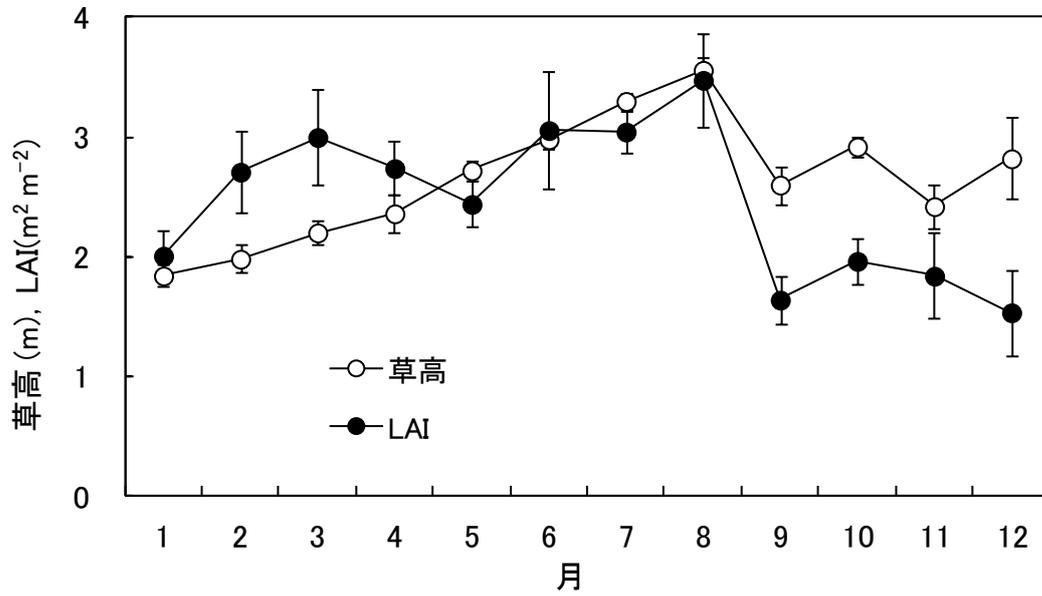


図 2-2. 草高と LAI.

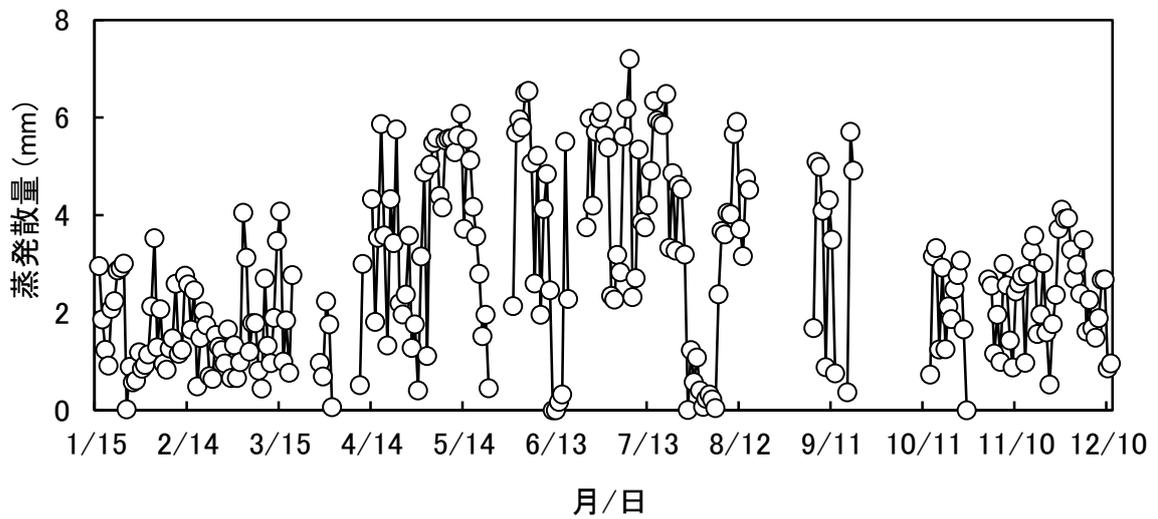


図 2-3. 蒸発散量の推移.

注：測定は 2001 年 1 月 15 日から 12 月 11 日まで行った.

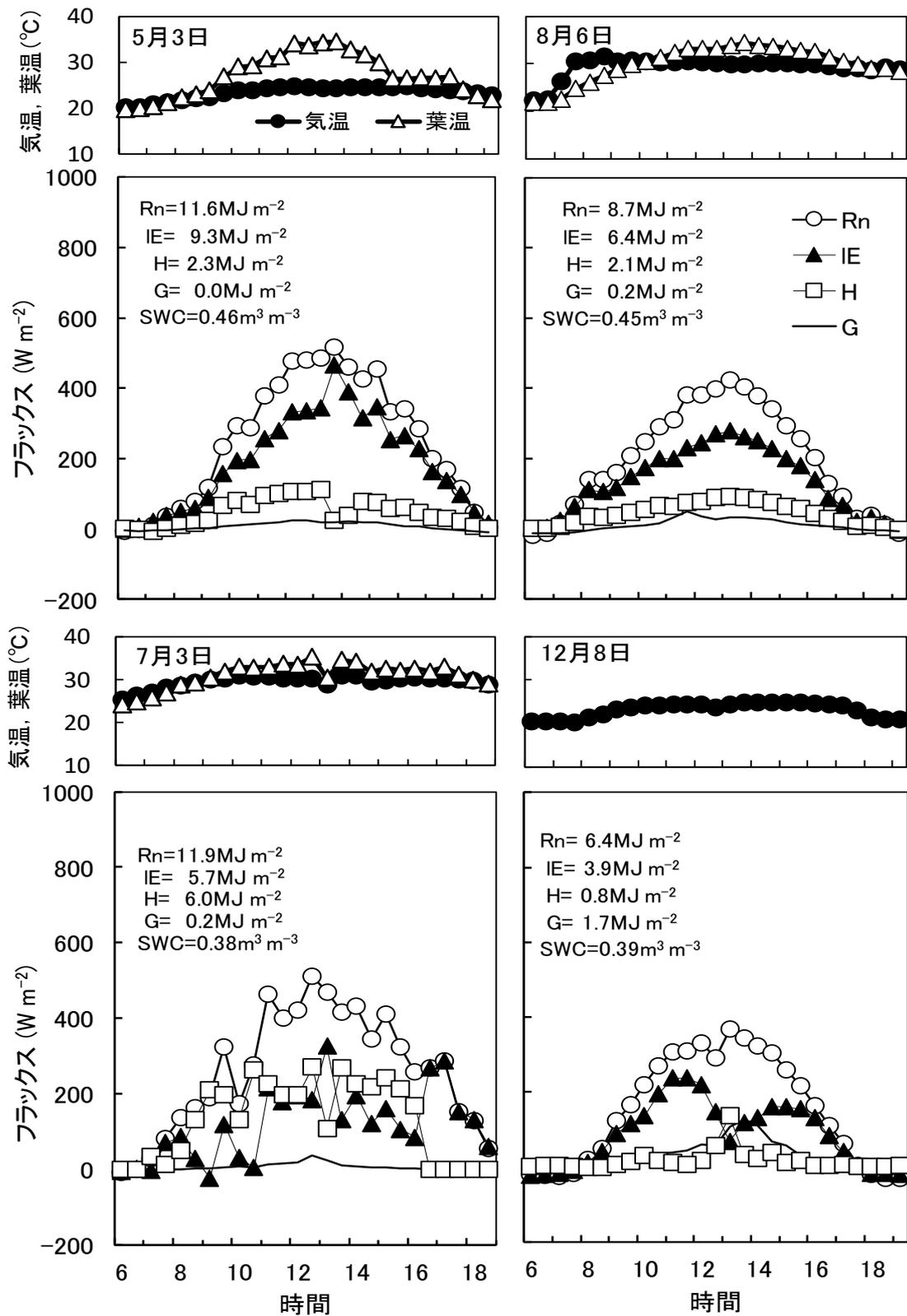


図 2-4. 各熱収支項の日変化.

注：Rs:日射量, Rn:純放射量, IE:潜熱フラックス, H:顕熱フラックス, G:地中熱流量,
SWC:体積含水率.

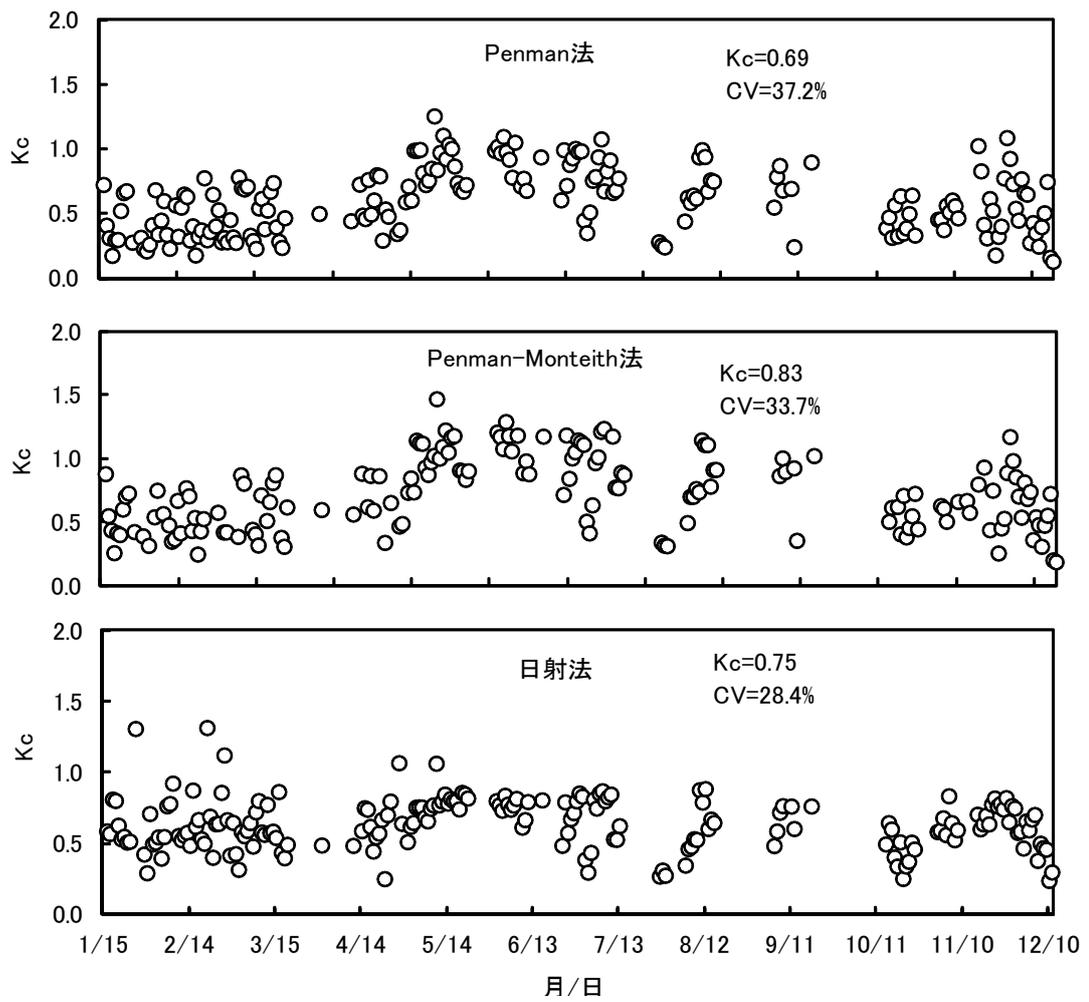


図 2-5. 作物係数 (K_c) の推移.

注：測定は 2001 年 1 月 15 日から 12 月 11 日まで行った。

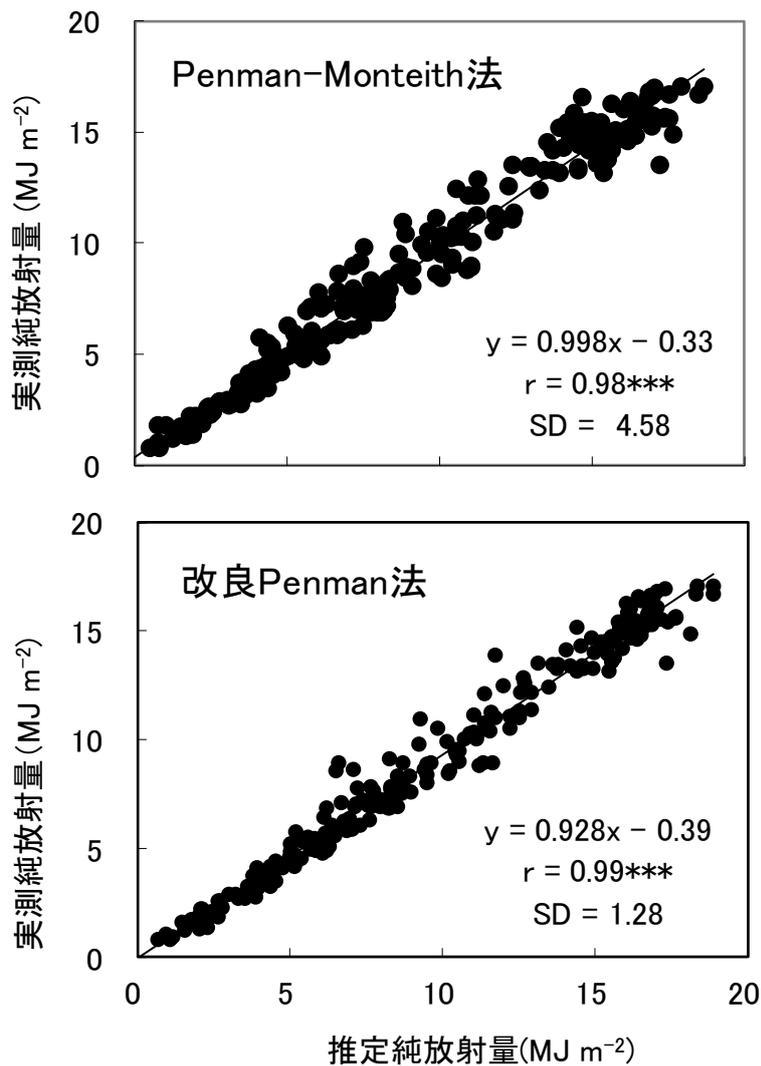


図 2-6. 改良 Penman 法と Penman-Monteith 法による純放射量の推定.
 注) SD は標準誤差.

第2節 沖縄本島南部地域の夏季における春植えサトウキビ圃場の蒸発散特性

緒 言

沖縄本島南部地域では、夏季の干ばつがサトウキビの生育に影響を及ぼすことから、地下ダムの水資源を有効利用しながら収量や品質を高める必要がある。また、沖縄本島南部地域では養豚業が盛んなことから、豚舎から排出される豚ふん尿の曝気処理水をサトウキビ圃場への散布することは、サトウキビ作との耕畜連携の意味でも重要である。これらを地下水環境の保全を考慮しながら実施するには、南部地域の主要構成

土壌であるジャーガルにおけるサトウキビ栽培の水収支を把握する必要がある。

沖縄本島南部地域における蒸発散の検討は、土壌水分が十分な条件で熱収支をもとにボーエン比法で蒸発散量を求めた城間ら (1979) の研究がある。しかしながら、連続的な観測による検討ではないため、ジャーガルにおけるサトウキビ圃場の蒸発散特性を解明するまでには至っていない。

蒸発散量の推定方法には、FAOが提唱している気象データから求めた基準蒸発散量に作物係数を乗じて求める方法がある (Doorenbos and Pruitt, 1977 ; Allen *et al.*, 1998)。山城 (1990) は、ライシメータで蒸発散量を測定し、各算出式との関係から作物係数を検討したところPenman法の適応精度が高いことを報告した。さらに、Hossain *et al.* (2005) はPenman-Monteith法が有効であることを述べている。しかしながら、土壌が島尻マージで構成される宮古島の夏植え圃場では、熱収支ボーエン比法により蒸発散を求め、推定式の適合性を検討したところ、日射法が精度は高かった (比屋根ら, 2004)。よって、それらの結果は作型、土壌型、測定場所等の条件によって異なり、結論は得られていない。

本研究では、沖縄県本島地域のジャーガルにおいて、熱収支をもとにしたボーエン比法を用いて春植えサトウキビ圃場の蒸発散を求めた。また、FAOの提唱している実蒸発散量推定式の推定精度についても検討を加えた。

材料および方法

圃場と生育調査の概要

沖縄県南風原町新川 (北緯26°12', 東経127°43') の春植えサトウキビ圃場で、2002年8月6日から11月16日まで蒸発散量を測定した。土壌は軟岩型普通陸成未熟土 (ジャーガル) である。観測圃場は周辺圃場の面積を合わせると30a程度であるが、主風向が南向きである期間に100 m以上のフェッチを確保できるようにポールを圃場の北側に設置した。植付けは、2002年4月に畝間1.3 m, 株間0.3 mにおいて2芽苗を定植した。施肥と培土は沖縄県の栽培指針要領に従った (沖縄県農林水産部, 1999)。よって、本研究の測定は栽培管理の最終工程である高培土と追肥の終了時から北風に変わるまでの期間である。なお、灌水はおこなわなかった。生育は草高と葉面積を調査した。葉面積の測定にはプラントキャノピーアナライザー (Li - Cor社製, LAI-2000) を用いた。

作物係数の算出方法

作物係数 (Kc) は次式で求めた。

$$Kc = AET / ETo$$

ここでKcは作物係数、AETは実測した蒸発散量、EToは基準蒸発散量である。EToは、「完全に地表を覆いかつ十分な給水を受け、生育中の草丈8 ~ 15 cmの均一なイネ科草地から出る蒸発散量」として定義される (Doorenbos and Pruitt, 1977 ; Allen *et al.*, 1998)。蒸発散量の測定は熱収支をもとにしたボーエン比法により以下の式で求めた。

$$AET = (R_n - G) / L (1 + \beta)$$

ここでAETは蒸発散量 ($\text{kg m}^{-2} \text{time}^{-1}$), R_n は純放射量 (W m^{-2}), G は地中熱流量 (W m^{-2}), L は蒸発潜熱 (J kg^{-1}) および β はボーエン比である. ボーエン比は植被上の0.35 mと1.35 mの2高度における乾球・湿球温度差とその中間における乾球・湿球温度から求めた. R_n は純放射計 (REBS製, NR-Rite) を植被上1.5 mに, G は地中熱流計 (英弘精機製, MF-81) と熱電対温度計を表層から0.01 mの位置に設置した. さらに, 本試験では日射量 (R_s) とアルベドをアルベドメータミニ (REBS製, PCR-01) で測定した.

作物係数はFAOの提案している改良Penman法および日射法 (Doorenbos and Pruitt, 1977) と, Penman-Monteith法 (Allen *et al.*, 1998) で基準蒸発散量 (RET) を求めて算出した.

改良Penman法

$$ET_o = (R_n / L) \Delta / (\Delta + \gamma) + \gamma f(u) (e_s - e_a) / (\Delta + \gamma)$$

ここで, Δ は飽和水蒸気傾度 ($\text{hPa } ^\circ\text{C}^{-1}$), γ は乾湿計定数 ($\text{hPa } ^\circ\text{C}^{-1}$), $f(u)$ は風速関数 ($\text{W m}^{-2} \text{hPa}^{-1}$), e_s は飽和水蒸気圧 (hPa), e_a は水蒸気圧 (hPa) である. $f(u)$ と R_n はDoorenbos and Pruitt (1977) の提案した次式を用いた.

$$f(u) = 0.27 + 0.233 U_2$$

$$R_n = (1 - \alpha) R_s - \{0.9 (\tau / \tau_0) + 0.1\} (0.56 - 0.079 \sqrt{e_a}) \sigma (T_a + 273)^4$$

ここで, U_2 は地表面上2 m高度での日平均風速 (m s^{-1}), α はアルベドで0.25, R_s は全短波放射量 (MJ m^{-2}), τ / τ_0 は日照率, e_a は水蒸気圧 (mb), T_a は日平均気温 ($^\circ\text{C}$) である.

日射法

$$ET_o = a \Delta / (\Delta + \gamma) R_s / L$$

ここで, a は経験定数でDoorenbos and Pruitt (1977) を参考に気象条件を考慮して1.0とした.

Penman-Monteith法

$$ET_o = \Delta (R_n - G) / \{ \Delta + \gamma (1 + 0.34 U_2) \} + \gamma \{ 900 / (T_a + 273) \} U_2 (e_s - e_a) / \{ \Delta + \gamma (1 + 0.34 U_2) \}$$

ここでの R_n はAllen *et al.* (1998) の提案した以下の式を用い, α は0.23, G は0とした.

$$R_n = (1 - \alpha) R_s - \{1.35 (\tau / \tau_0) - 0.35\} (0.34 - 0.14 \sqrt{e_a}) \sigma (T_a + 273)^4$$

これらの計算に必要な気象データは, 沖縄地方気象台 (北緯 $26^\circ 13'$, 東経 $127^\circ 41'$)の観測値を用いた.

結 果

調査を実施した8 ~ 12月の草高と葉面積指数 (LAI) の推移を図2-7に示した. 草高は生育が進むに従い直線的に増加し, 12月には約2.5 mとなった. LAIも同様に8月の1.5

から生育が進むに従い徐々に上昇し、12月にはLAIが約2.5付近となった。本研究では収量調査をおこなっていない。そこで、LAIから生育状況を推察すると、仲間ら(1987)が春植えで $5.5 \text{ t } 10\text{a}^{-1}$ の収量を得た時の8～10月のLAI2～3と比較して低いが、平均的な単収 $6 \sim 7 \text{ t } 10\text{a}^{-1}$ を示す沖縄のサトウキビ圃場のLAIは1～3とする野瀬(1991)の研究と同等である。よって、本試験の圃場の生育状況は平均的な単収が得られた圃場であると結論した。

熱収支をもとにボーエン比法で蒸発散量を求めるために必要な各測定項目の結果を図2-8に示した。8月中旬の R_s は $20 \sim 28 \text{ MJ m}^{-2}$ と高い値を示し、その後徐々に低下した。各月の R_s の平均値は、8月は 16.4 MJ m^{-2} 、9月は 14.4 MJ m^{-2} 、10月は 10.8 MJ m^{-2} 、11月は 9.4 MJ m^{-2} で、気象庁が報告している各月の平年値である8月の 18.5 MJ m^{-2} 、9月の 16.7 MJ m^{-2} 、10月の 13.7 MJ m^{-2} 、そして11月の 10.4 MJ m^{-2} よりも各々低かった。 R_n は R_s の動きに応じて推移した。アルベド(β)は、8月は0.2前後であったが、10月中旬頃から徐々に上昇した。相対湿度は9月上旬までは約80%前後の高い値で推移したが、10月以降は大きくばらついた。気温は9月下旬頃までに $28 \text{ }^\circ\text{C}$ 前後で推移し、その後、10月は $25.3 \text{ }^\circ\text{C}$ 、11月は $20.9 \text{ }^\circ\text{C}$ と低下傾向を示した。以上より、本試験は沖縄本島南部地域としては R_s の低い気象環境条件で実施された結果である。

降雨量と体積含水率で表した土壌水分量の変化を図2-9に示した。なお、本研究では土壌水分の測定をおこなっていないので、隣接するジャーガルの裸地圃場の表層から20 cmの位置にADR土壌水分計(池田計器製, Theta Probe ML2)を設置して求めた体積含水率の値を用いた。pF-体積含水率曲線から水分恒数を推測すると、圃場容水量は $0.38 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ 、初期しおれ点は $0.25 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ そして永久しおれ点は $0.19 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ であった。降雨量は、9月5日前後に積算値で500 mm程度、10月中旬頃に200 mm認められたため、9月と10月は平年値を上回ったが、8月は21.5 mm、11月は28.5 mmと平年値を下回った。体積含水率は、降雨の有無に従い、8月6日から9月4日までは降雨がほとんど認められなかったため $0.22 \sim 0.26 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ と初期しおれ点付近で推移し、9月5日前後の降雨により $0.38 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ と圃場容水量付近まで回復した。その後は徐々に低下するものの、降雨後に回復する傾向を示した。

蒸発散量は $0 \sim 6.01 \text{ mm day}^{-1}$ の範囲で変動した(図2-9)。蒸発散量の平均値は 2.91 mm day^{-1} 、最高値は8月13日の 6.01 mm day^{-1} であった。沖縄県で測定されたサトウキビの蒸発散量は、山城(1968)が沖縄本島那覇市のライシメータを用いてサトウキビの蒸発散量を測定し、8月に最大値 7.1 mm day^{-1} を示し、7～9月の平均値は 6.4 mm day^{-1} 、5、6月を除くその他の月はほとんど 3 mm day^{-1} 以下であると報告している。また、城間ら(1979)は、沖縄県糸満市や東風平町の圃場で熱収支を基にボーエン比法を用いて蒸発散量を測定し、真夏の典型的な晴天日における蒸発散量は 6.7 mm day^{-1} 程度であると述べている。よって、本研究における蒸発散量の平均値と最高値はいずれも前述した2つの研究の値よりも低かった。城間ら(1979)は R_s と蒸発散量の高い相関関係を認めている。そこで、 R_s と蒸発散量の関係を検討したところ、両者の間に高い相関関係が

認められたことから (図2-10), R_s が蒸発散量を支配する要因の一つであることが推察される。

図2-11に生育時期の異なる8月13日, 9月9日および10月26日の各熱収支項を示した。体積含水率 (SWC) が $0.24 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ と初期しおれ点付近の値を示した8月13日の日変化を見ると, 潜熱フラックス (IE) は R_s, R_n の変化に追従した。 $R_n, IE, \text{顕熱フラックス (H)}$ および G の日積算値は, 各々17.5, 14.2, 3.4および -0.1 MJ m^{-2} と R_n のほとんどがIEで表される蒸発散量に再分配された。しかし, 9月9日のSWCは $0.36 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ と飽和容水量付近の値を示し前述と異なる土壤水分条件であるが, 各熱収支項の日積算値はそれぞれ15.5, 8.5, 3.0および 4.0 MJ m^{-2} とIEへの分配も大きいが G へのそれも大きかった。10月26日は9月9日と同じ土壤水分条件ではあるが, R_n, IE, H そして G の日積算値は, 各々9.1, 6.0, 2.6および 0.5 MJ m^{-2} であった。このように, R_n の大半はIEに再分配されるが, その程度は日によって異なった。

各算出式別に作物係数の季節変化を図2-12に示した。各算出方法別の作物係数の季節変化を見ると, 改良Penman法と日射法は各々0.52 ~ 0.66, 0.52 ~ 0.66と低く推移した。これに対し, Penman-Monteith法は0.51 ~ 0.85と前述よりも若干高く推移した。測定期間中の作物係数の平均値と二乗平均平方根誤差 (RMSE) は, 改良Penman法は 0.56 と 1.12 mm day^{-1} , 日射法は 0.66 と 0.79 mm day^{-1} , そしてPenman-Monteith法は 0.68 と 0.93 mm day^{-1} であった。よって, RMSEから判断すると日射法が推定精度は高かった。

考 察

本研究は, FAOの提案している改良Penman法, 日射法 (Doorenbos and Pruitt, 1977)とPenman-Monteith法 (Allen *et al.*, 1998) を用いて, ジャーガルが主要構成土壤である沖縄本島南部地域の灌水を実施していない春植サトウキビ圃場における実蒸発散量を推定し, 推定式の推定精度を検討したものである。

まず, 蒸発散量が山城 (1968) や城間ら (1979) の研究例よりも低い原因について考察する。測定を実施した2002年8月6日 ~ 11月16日は日射量が平年値よりも低い気象条件であった (図2-8)。城間ら (1979) は R_s と蒸発散量の高い相関関係を認めている。そこで, 両者の関係を検討したところ, 高い相関関係が認められた (図2-10)。また, 熱収支の日変化でもIEの動きが R_s の動きを追従していることから, 両者の密接な関係が読み取れる (図2-11)。以上より, サトウキビの蒸発散量は R_s に大きく影響されているが, 調査圃場における R_s が平年値よりも低かったことが蒸発散量の低い原因と考えられる。

蒸発散量に影響する要因として土壤水分がある。土壤水分に影響を及ぼす8月と11月の降雨量は, 平年値と比較して低いことから (図2-9), 土壤水分の低下により気孔が反応して閉鎖し, 蒸散量が低下したことが原因ではないかと考えられる。サトウキビは土壤水分の低下に対し鋭敏に反応し, 葉身の水ポテンシャル, 光合成速度, 気孔伝導

度を低下させる (Du *et al.*, 1996). 桜谷 (1982) は、サトウキビに30 mmの灌水したところ、pF値は2.7から1.4に低下し、灌水区の蒸発散量が増加したことを認めているが、灌水区と非灌水区の蒸発散量の日変化パターンは類似しており、それは気象要因であるRsが支配していることを明らかにしている。しかしながら、本研究の体積含水率はサトウキビ圃場内の測定値ではなく、さらに、SWCの変化と蒸発散量の間には明瞭な関係を得ることもできなかったことから (図2-9)、土壌水分の不足から蒸発散量の低下を説明するには不十分である。この点については今後の研究課題である。

次に、サトウキビ圃場における実蒸発散量の推定精度について考察する。本研究で求めた作物係数のRMSEは、改良Penman法が 1.12 mm day^{-1} 、日射法では 0.79 mm day^{-1} そしてPenman-Monteith法では 0.93 mm day^{-1} であった (図2-12)。従って、日射法による推定精度が高く、比屋根ら (2004) の結果を支持するものとなった。その理由としては、大気湿度が季節的放射の変化にほとんど反応せず、海水温に左右される小島や沿岸地域では日射法の精度が高いことがこれまでに指摘されている (Doorenbos and Pruitt, 1977)。以上より、沖縄県南部地域のジャーガルにおける春植えサトウキビ圃場の蒸発散量の推定には日射法が適当であると判断される。

しかしながら、本研究の蒸発散量の推定精度は、平均値 2.91 mm に対し27%の誤差に相当し、日単位の蒸発散量を推定するには難しい。そこで、時間スケールを5日間、10日間、15日間とした場合の日射法によるRMESと平均値に対する割合を求めると、各々 0.57 mm と20%、 0.54 mm と19%、 0.42 mm と14%となった。よって、日射法を用いて沖縄県南部地域のサトウキビ圃場の蒸発散量を推定するには、15日程度の時間スケールの平均値を用いた方が良いと考えられる。

本研究で求められた作物係数、改良Penman法の0.56、日射法の0.66そしてPenman-Monteith法の0.68は、Doorenbos and Kassam (1979) が求めた生育旺盛期の1.0 ~ 1.2、山城 (1990) がライシメータを用いて検討し、7 ~ 10月に改良Penman法で求めた1.0 ~ 1.1、そしてHossain *et al.* (2005) が夏植えは6 ~ 9月に1.10 ~ 1.24、春植えは7 ~ 10月に1.17 ~ 1.41の値を示すとする報告と比較してもかなり低い。これは、これまでの研究例が気象環境や灌漑の実施等により比較的生育の良い条件でおこなわれた結果であることが原因であると推察される。

比屋根ら (2004) は宮古島の夏植えにおける夏季の作物係数の値が従来の報告例よりも低いのは、干ばつによる土壌水分の低下、台風の襲来による群落構造の破損と、夏植えの最終施肥が年内に実施されるため翌年の生育後期には養分が欠乏し、植物体の生理活性が低下したことが原因であると考察した。沖縄本島南部地域のサトウキビ圃場でも宮古島と同様に作物係数が従来の研究例よりも低いことから、現在おこなわれているサトウキビの栽培管理では、蒸発散量を最大限に促すまでには至っていないことが考えられる。

台風や干ばつ等の気象災害、さらには不適切な栽培管理によりサトウキビの生育が不十分な場合、施肥された化学肥料や豚ふん尿は植物体に吸収されず地下浸透し地下

水を汚染する。本研究で得られた作物係数の値は、沖縄本島南部地域における地下水環境の保全を考えながら水資源を有効利用し、灌漑や施肥を含めた栽培管理を実施する上で有益な情報である。

摘 要

沖縄本島南部地域における春植えサトウキビ圃場の蒸発散量を微気象観測結果に基づき、熱収支ボーエン比法により求めた。また、FAOの提案した改良Penman法、日射法およびPenman-Monteith法を用いて基準蒸発散量を算出し、作物係数を求めた。測定期間中の蒸発散量は、 R_s の動きに従い $0 \sim 6.01 \text{ mm day}^{-1}$ の間で変動し、平均値は 2.91 mm day^{-1} であった。各熱収支項の熱分配は、 R_n の大部分が LE に分配され、 H 、 G への分配は小さかった。作物係数の平均値、変動係数とRMSEは算出方法によって異なり、Penman法は 0.56 と 1.12 mm day^{-1} 、日射法は 0.60 と 0.79 mm day^{-1} 、そしてPenman-Monteith法は 0.68 と 0.93 mm day^{-1} であった。よって、RMSEから判断すると日射法による推定精度が高かった。

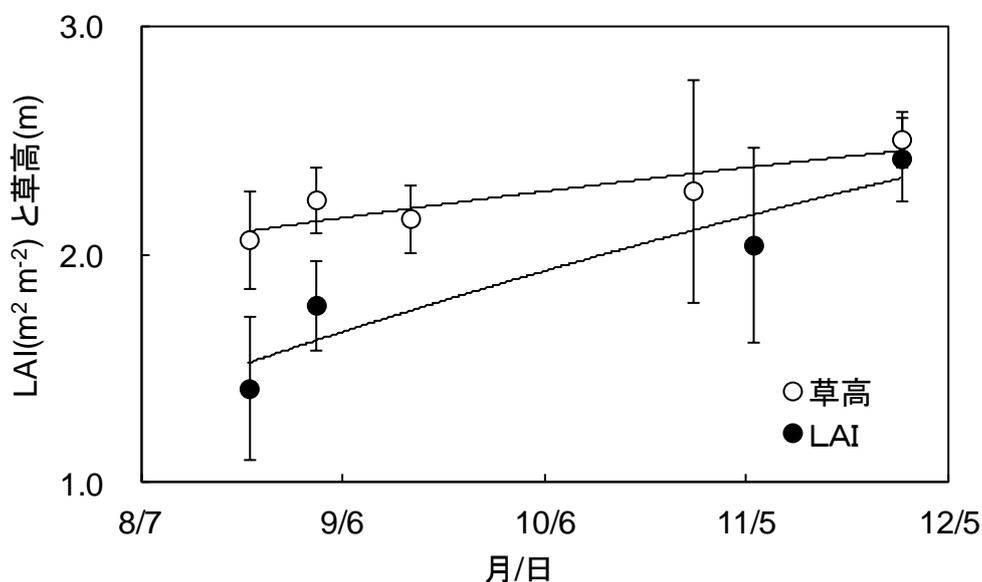


図 2-7. 春植えサトウキビ圃場における LAI と草高の推移。

注：図中の縦棒は標準偏差を表す。

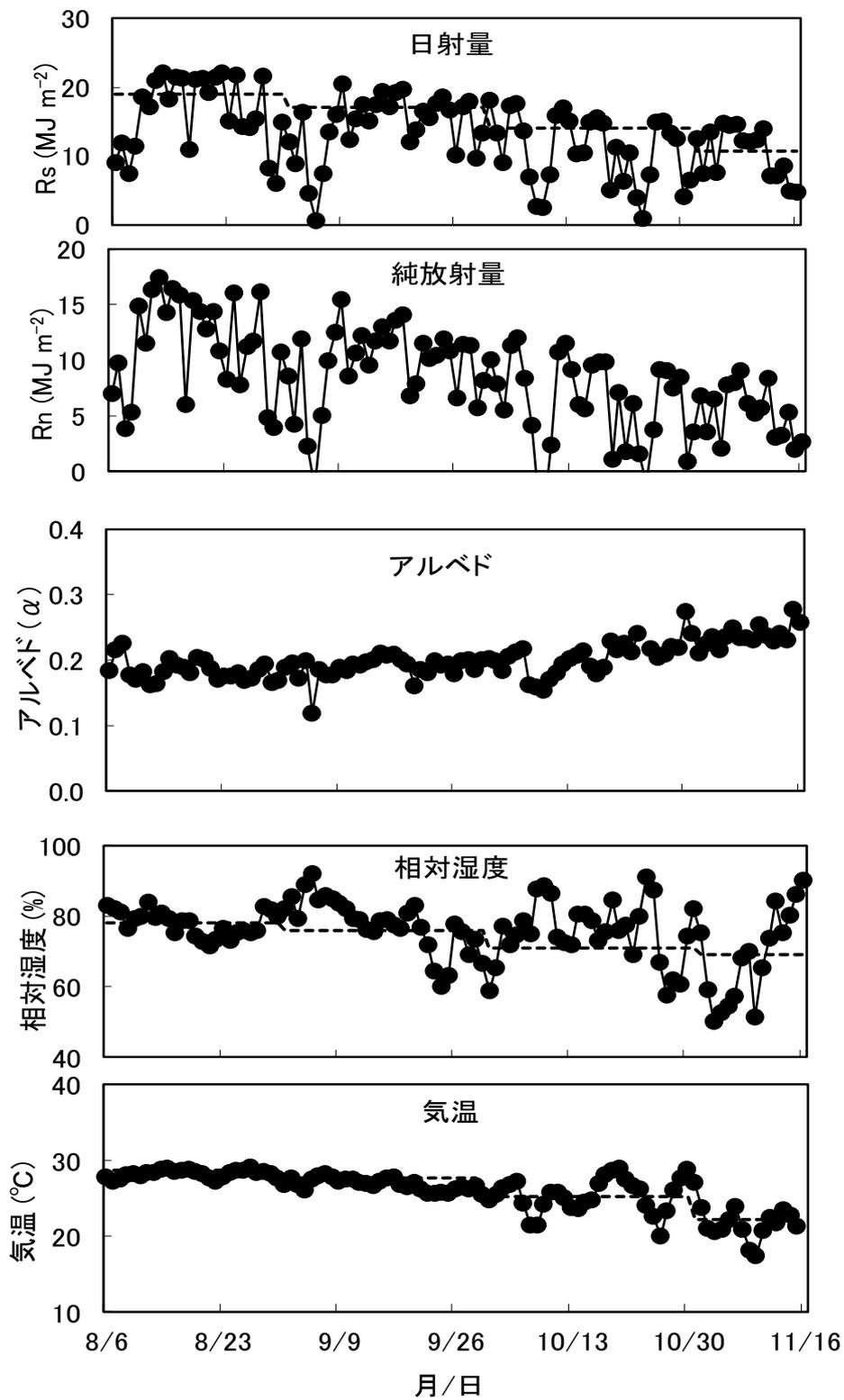


図 2-8. 春植えサトウキビ圃場における日射量 (R_s), 純放射量 (R_n), アルベド (α), 相対湿度そして気温の季節変化.

注: 測定は2000年8月6日 ~ 11月16日まで行った. 日射量, 相対湿度, 気温の破線は平均値を示す.

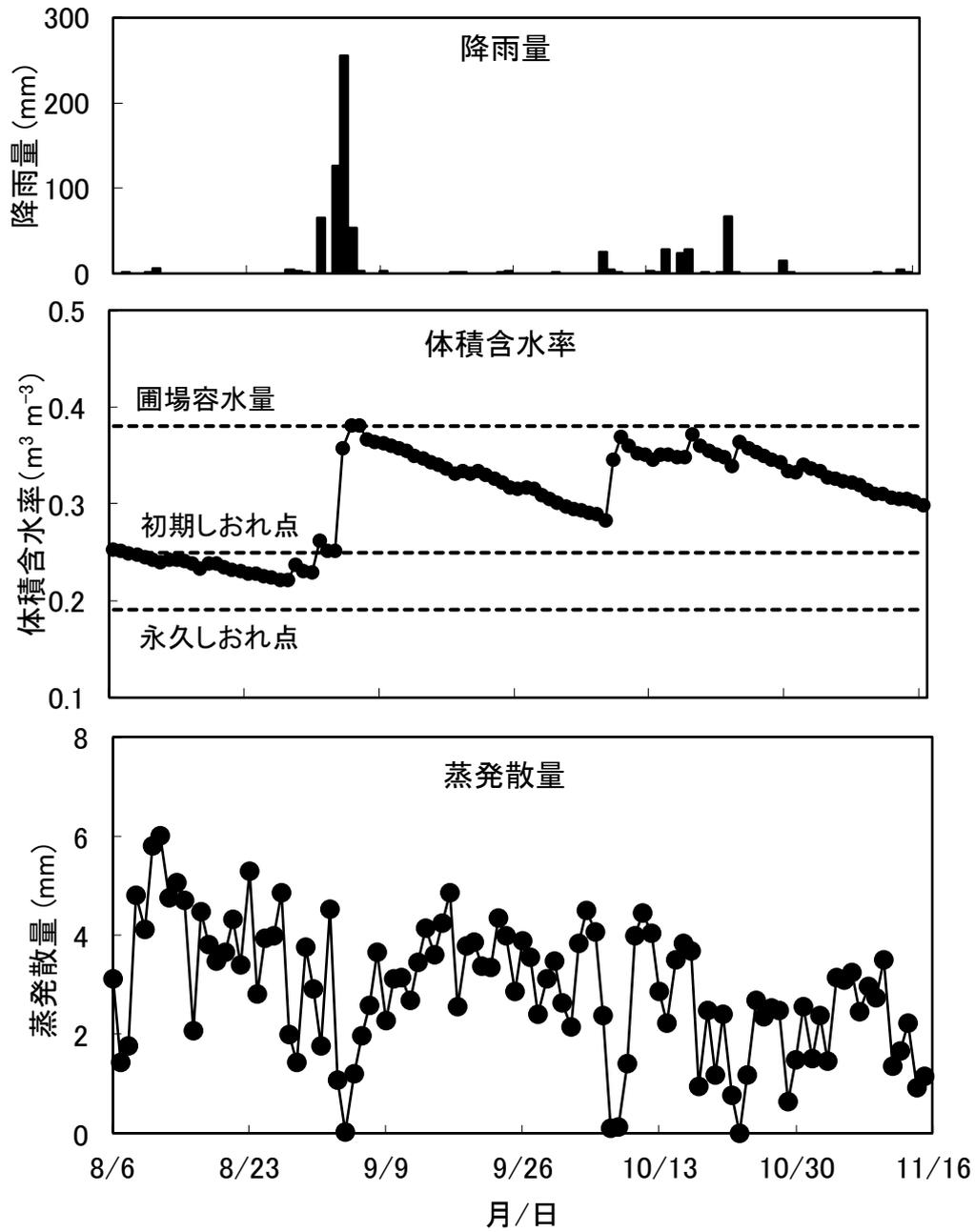


図 2-9. 春植えサトウキビ圃場における蒸発散量.

注：測定は 2000 年 8 月 6 日 ～ 11 月 16 日まで行った.

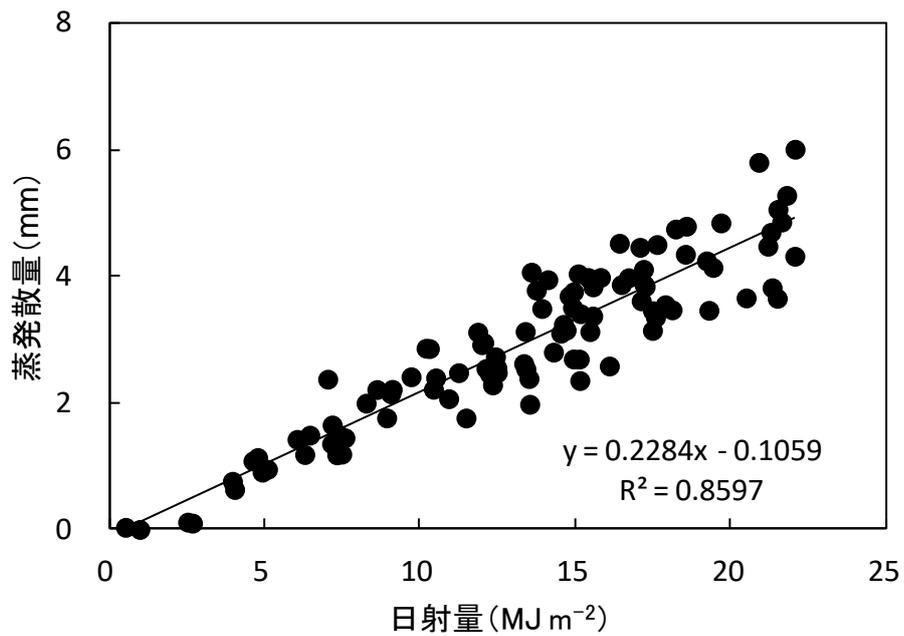


図 2-10. 蒸発散量と日射量の関係.

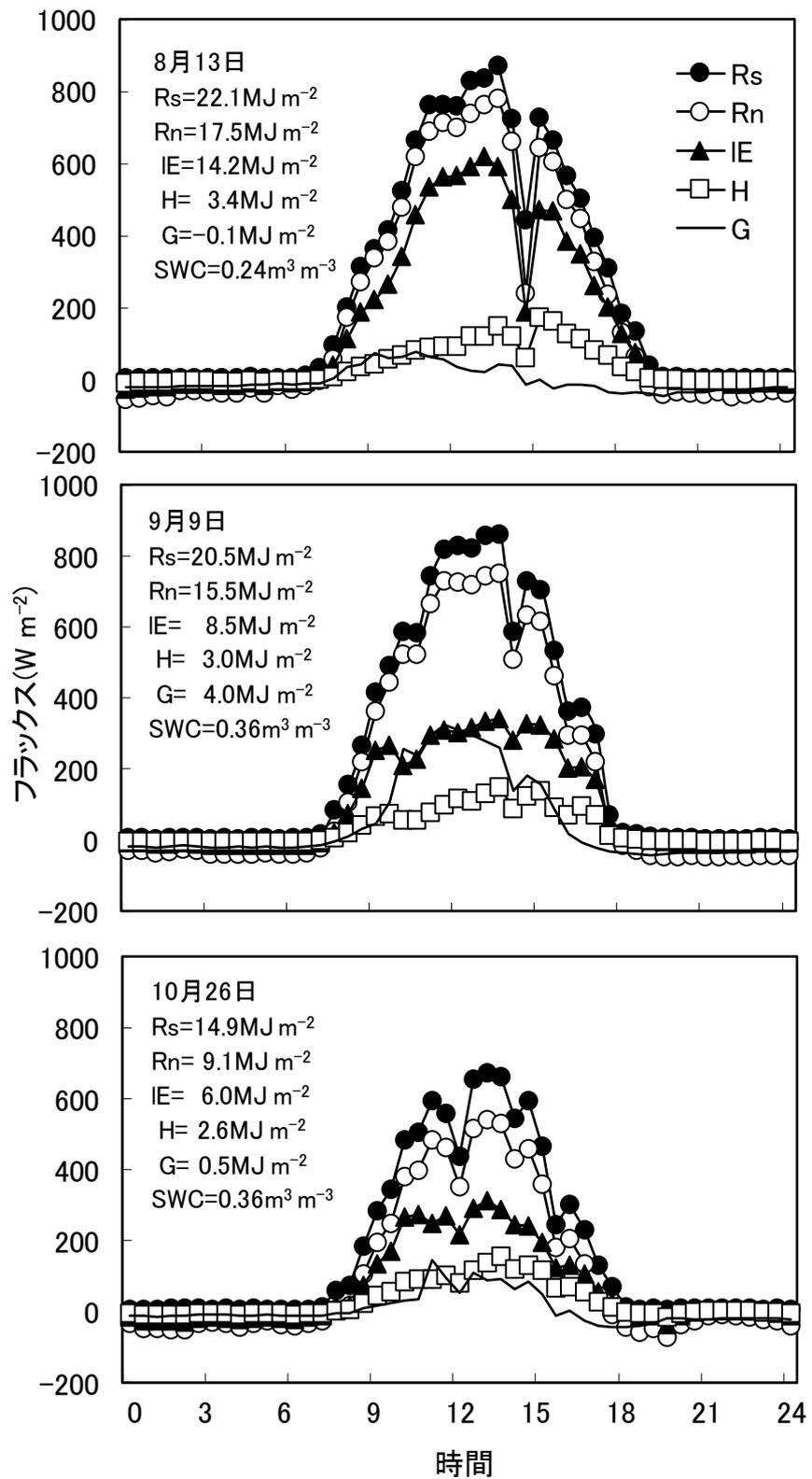


図 2-11. 春植えサトウキビ圃場における熱収支の日変化.
 注: R_s :日射量, R_n :純放射量, IE :潜熱フラックス, H :顕熱フラックス, G :地
 中熱流量, SWC :体積含水率.

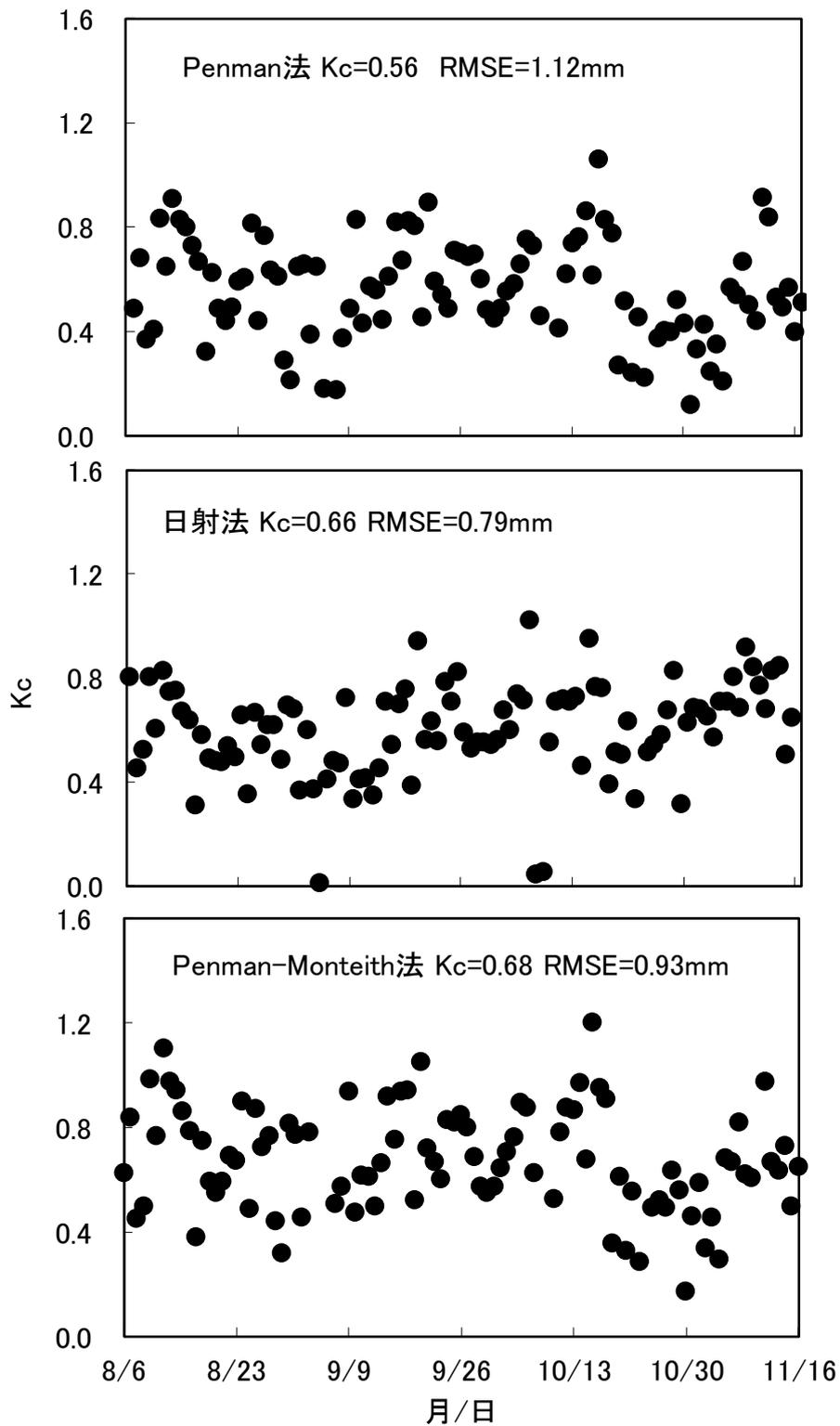


図 2-12. 春植えサトウキビ圃場における Penman 法, Penman-Monteith 法そして日射法で求めた作物係数 (K_c) の季節変化.

注: 測定は 2000 年 8 月 6 日 ~ 11 月 16 日まで行った.

第3章 沖縄県のサトウキビ圃場における改良タンクモデル法を用いた土壌水分量の推定

緒言

沖縄県におけるサトウキビ生産は、干ばつや台風被害等の自然災害の影響により不安定である。こうしたなかで、限られた水資源をより効率的に活用して灌水を実施することにより安定・多収生産が期待される。

サトウキビ圃場における灌水の時期や量を明らかにするためには、正確に水収支を求める必要がある。圃場の水収支モデルの研究は多く見られるが、その一つにタンクモデルがある。太田ら (1992, 1995) は南九州の火山灰台地で浅層地下水の動態にタンクモデルを適応している。沖縄県でも、沖縄本島北部の国頭マージにおける土砂流出量の推定 (大場ら, 1993) や、宮古島の島尻マージ土壌における土壌水分量の推定 (比屋根・大場, 2001), ジャーガルにおける曝気処理水の施用量の検討 (比屋根ら, 2008) 等へのタンクモデルの適応が検討されている。気象情報を活用して本モデルを基本とした灌水情報を提供することができれば、沖縄県におけるサトウキビの安定生産に寄与できるものと考えられる。

本研究では、沖縄県糸満市のジャーガルのサトウキビ圃場において、蒸発散量の推定において一般的に使用されている Penman-Monteith 法を組み込んだタンクモデル法による土壌水分量の推定精度を検討した。次に、国頭マージ、島尻マージと沖縄県における主要土壌への適応性を検討した。さらに、土壌水分状態を把握するモニタリング技術の開発と灌水技術を組み合わせた実証試験をジャーガルで実施し、沖縄県における気象情報とタンクモデルを基本にした灌水情報システムの実用化の可能性を考察する。

材料および方法

タンクモデル法と蒸発散推定式の組み合わせによる土壌水分量の推定

タンクモデル法

本研究では、ジャーガルにおけるサトウキビ圃場の土壌水分量を推定するため、有効土層を考慮して (久貝, 1972 ; 山城, 1981), 表層から 0 ~ 30 cm, 30 ~ 60 cm の 2 段の直列につないだタンクモデル (図 3-1) を作成した (太田・凌, 1990 ; 太田ら, 1992 ; 太田ら, 1995). 本モデルを起動するには、表面流出, 蒸発散, 浸透水の各孔の高さを全孔隙率や pF-体積含水率曲線によって決定し、降水量や灌水量を入力して実測値と推定値との誤差をできるだけ抑えるように各タンク孔の係数を試行錯誤で決定する必要がある。タンクモデルの各浸透孔, 蒸発孔, 表面流出孔, 毛管上昇孔の高さは、ジャーガルと国頭マージは儀間ら (2005), 島尻マージは藤川ら (1979) の土壌水分恒

数を用いて、それぞれの圃場容水量、毛管連絡切断水分量及び全孔隙量の値を用いた (図 3-2). 従って、本モデルは物理的裏付けがあり、畑地の水動態を表すものと考えられる.

そこで、本研究では太田ら (1992, 1995) の提案したタンクモデル法を従来法とした. ジャーガルの作土層における水収支は次式で表される.

$$SW_{1,j+1} = SW_{1,j} + (P_j - ETe_j - F_{1,j} + S_j - Q_i) \Delta T / L_1$$

また、2層目は

$$SW_{2,j+1} = SW_{2,j} + (F_{1,j} - F_{2,j} - S_j) \Delta T / L_2$$

となる. ここで、 $SW_{1,j+1}$ は $j+1$ 日における土層 1 の土壌水分量 ($\text{cm}^3 \text{ cm}^{-3}$), $SW_{2,j+1}$ は $j+1$ 日における土層 2 の土壌水分量 ($\text{cm}^3 \text{ cm}^{-3}$), P_j は j 日における降水量 (mm 日^{-1}), ETe_j は j 日にける蒸発散量, $F_{1,j}$ は j 日における土層 1 から土層 2 への浸透水量 (mm), $F_{2,j}$ は j 日における土層 2 からの浸透水量 (mm), Q_i は表面流去水 (mm 日^{-1}), S_j は j 日における土層 2 から土層 1 への毛管上昇量 (mm 日^{-1}), L_1 と L_2 は土層 1 と土層 2 の厚さ (mm), ΔT は時間間隔で 0 ~ 24 時の 1 日間である.

タンクモデル法への Penman-Monteith 法の結合

蒸発散量の推定には Penman-Monteith 法で求めた基準蒸発散量に作物係数を乗じて求めることが可能である (Allen *et al.*, 1998). そこで、タンクモデルの蒸発孔の部分 Penman-Monteith 法に作物係数を乗じた方法に変更した方法を検討した.

$$SW_{i,j+1} = SW_{i,j} + (P_j - ETe_j - F_{1,j} + S_{2,j} - Q_i) \Delta T / L_1$$

$$ETe = ETo \times Kc$$

ここで ET は Penman-Monteith 法で求めた蒸発散量, ETo は基準蒸発散量で Allen *et al.* (1998) の提案した以下の式で求めた.

$$ETo = \Delta (Rn - G) / \{ \Delta + \gamma(1 + 0.34U_2) \} + \gamma \{ 900 / (Ta + 273) \} U_2 (es - ea) / \{ \Delta + \gamma(1 + 0.34U_2) \}$$

ここで、 Δ は飽和水蒸気傾度 ($\text{hPa } ^\circ\text{C}^{-1}$), γ は乾湿計定数 ($\text{hPa } ^\circ\text{C}^{-1}$), U_2 は地表面上 2 m 高度での日平均風速 (m s^{-1}), ea は水蒸気圧 (hPa), es は飽和水蒸気圧 (hPa) である.

Rn は Allen *et al.* (1998) の以下の式で求めた.

$$Rn = (1 - a) Rs - \{ 1.35(\tau/\tau_0) - 0.35 \} (0.34 - 0.14 \sqrt{ea}) \sigma (Ta + 273)^4$$

ここで、 α はアルベドで 0.25, Rs は全短波放射量 (MJ m^{-2}), τ τ_0^{-1} は日照率, Ta は日平均気温 ($^\circ\text{C}$) である. 作物係数 (Kc) については Allen *et al.* (1998) の値を採用した. つまり、生育初期の Kc は 0.4, 栄養生長期は 0.7 ~ 1.1 に上昇し、生育最盛期は 1.2, 成熟期は 1.15 ~ 0.7 と下がった.

タンクモデル法への土壌水分量の影響を考慮した Penman-Monteith 法の結合
作物係数は作物の種類、生育時期および土壌水分によって異なる. そこで、以下の方法を検討した.

$$ETe = ETo \times Kc_{sw}$$

Kc_{sw} は、土壌水分量の低下に対応して低下する (Allen *et al.*, 1998) ことを考慮し、推

定を簡略化するため、土壌水分量が圃場容水量 pF 1.8 (SW = 132 mm) では 1、初期しおれ点 pF 3.5 (SW = 119 mm) では 0 となる以下の方法で求めた。

$$K_{csw,j+1} = 0.0769 \times SW_{l,j} - 9.1538$$

入力に必要な気温や湿度等の降水量等の気象情報は、那覇、宮古島そして石垣島の地方気象台の観測値を用いた。

土壌水分量の測定

各土壌別にタンクモデルによる土壌水分量の推定精度を評価するため、実測値を得る必要がある。本研究では、土壌水分の実測値を得るために TDR 土壌水分計 (Campbell 製, CS616) を表層から 15 cm と 45 cm に設置した。計測期間は、ジャーガルは 2015 年 6 月 1 日 ~ 8 月 15 日、島尻マージは 2015 年 5 月 21 日 ~ 7 月 31 日、国頭マージは 2015 年 9 月 11 日 ~ 11 月 25 日とした。なお、表面流量は実測をおこなっていないため本研究ではなしとした。

栽培方法

沖縄県糸満市真壁の沖縄県農業研究センターにおいて、ジャーガルと呼ばれる軟岩型普通陸成未熟土で、品種 Ni15 を用いて春植えを行った。宮古島市では沖縄県農業研究センター宮古島支所の暗赤色土 (通称: 島尻マージ) で夏植えを行った。沖縄県農業研究センター石垣支所では赤黄色土 (通称: 国頭マージ) で春植えを行った。宮古島支所と石垣支所での栽培品種は NiF8 である。栽培は、春植えは 3 月 15 日、夏植えは 8 月 15 日に植付け、株出しは翌年の 2 月 1 日に収穫後、株揃え、中耕等の栽培管理を行い、速やかに株出しに移行した。培土、施肥等の栽培管理はさとうきび栽培指針 (2014) に従った。

灌水方法

サトウキビへの灌水による原料茎重への影響を評価した。灌水には土壌水分量が低下した時に灌水を開始するため、TDR 土壌水分計を表層から 15 cm の位置に埋め込んでモニタリングし、測定値はデータロガー (Campbell 製, CR1000) に取り込んだ。灌水方法は畦間に灌水ホースを配置して試験区内に 30 mm を目安に灌水した。灌水のタイミングは土壌水分値が毛管連絡切断含水量 (図 3-2) に達した時点で電磁弁を開閉して所定量を灌水した。原料茎重は、2013 年度は 2014 年 2 月 1 日、2014 年度は 2015 年 2 月 1 日、2015 年度は 2016 年 2 月 1 日に試験区を内の茎数を数えた後、全て刈り取って原料茎重を測定した。

結果と考察

タンクモデル法と蒸発散推定式の組み合わせによる土壌水分量の推定

沖縄県糸満市のジャーガルにおいて、タンクモデル法やタンクモデル法の蒸発孔の部分 Penman-Monteith 法とした場合の土壌水分量の推定精度や蒸発散量の推移について検討した。

本研究で作成したタンクモデル法の各タンク孔の高さは、1 段目の表面流出 152 mm、蒸発散は 225 mm と 75 mm、浸透水孔は 132 mm、2 段目の浸透水孔は 127 mm、毛管上昇孔は 123 mm であった。タンクモデル法の各タンク孔の係数は、1 段目の表面流出は 0.2、蒸発散は 0.8 と 0.1、浸透水孔は 0.6、2 段目の浸透水孔は 0.7、毛管上昇孔は 0.05 であった。このようなタンク孔と係数からなるタンクモデルを用いて推定した土壌水分量の二乗平均平方根誤差 (RMSE) は、(1) タンクモデル法の 1 段目は 3.46 %、2 段目は 2.60 %、(2) タンクモデル法と Penman-Monteith 法の組み合わせでは 1 段目は 17.59 %、2 段目は 2.45 %、(3) タンクモデル法と土壌水分量の変化を考慮した Penman-Monteith 法の組み合わせは 1 段目 2.15 %、2 段目 2.77 % であった (図 3-3)。よって、土壌水分量の変化を考慮した Penman-Monteith 法をタンクモデル法に組み合わせることにより土壌水分量を高い精度で推定することが可能であった。この推定精度は、TDR 土壌水分計の測定精度 2.5 % (クリマテック株式会社, 2017) から考慮しても良好な精度であると考えられる。

蒸発散量の推移を検討すると、(1) タンクモデル法はまとまった降雨直後に高い値を示し、時には 10 mm 以上を示す場合もあった。沖縄県における蒸発散量の検討例 (山城, 1991 ; 比屋根, 2008) から判断しても (1) タンクモデル法による蒸発散量の推定値は高めである。(2) タンクモデル法と Penman-Monteith 法の組み合わせによる蒸発散量は、過去の蒸発散量の検討例と比較しても適当な値を示しているが、1 段目の土壌水分量のばらつきがかなり大きい。ばらつきの原因としては蒸発散量の推定値が高いことが考えられるため、何らかの要因による蒸発散量の低下を考慮する必要があることが推察される。これに対し、(3) 土壌水分量の変化を考慮した Penman-Monteith 法をタンクモデル法に組み合わせると、1 段目の土壌水分量の推定精度が他の方法と比較して高まった。以上より、土壌水分量の変化を考慮した Penman-Monteith 法をタンクモデル法に組み合わせにより土壌水分量を推定することが可能である。

改良タンクモデル法を用いた沖縄県の主要 3 土壌での推定精度の検討

最も推定精度が良好であったタンクモデル法に土壌水分量の変化に対応した Penman-Monteith 法を組み合わせた方法 (以後、改良タンクモデル法とする) を用いて、沖縄県内の主要土壌であるジャーガル、島尻マージ、国頭マージにおける土壌水分量の推定精度を検討した (図 3-4)。

まず、各土壌別のタンク孔の高さと係数を表 3-1 に示す。ジャーガルにおける改良タンクモデルの各タンク孔の高さは、1 段目の表面流出 152 mm、浸透水孔は 132 mm、2 段目の浸透水孔は 127 mm、毛管上昇孔は 123 mm であった。各タンク孔の係数は、1 段目の表面流出は 0.2、浸透水孔は 0.6、2 段目の浸透水孔は 0.7 mm、毛管上昇孔は

0.05 となった。島尻マージにおける改良タンクモデルの各タンク孔の高さは、1 段目の表面流出 183 mm, 浸透水孔は 126 mm, 2 段目の浸透水孔は 150 mm, 毛管上昇孔は 138 mm であった。各タンク孔の係数は、1 段目の表面流出は 0.10, 浸透水孔は 0.6, 2 段目の浸透水孔は 0.6, 毛管上昇孔は 0.02 となった。国頭マージにおける改良タンクモデルの各タンク孔の高さは、1 段目の表面流出 164 mm, 浸透水孔は 84 mm, 2 段目の浸透水孔は 84 mm, 毛管上昇孔は 57 mm であった。各タンク孔の係数は、1 段目の表面流出は 0.1, 浸透水孔は 0.35, 2 段目の浸透水孔は 0.20, 毛管上昇孔は 0.02 であった。

各土壌別の土壌水分量の実測値と推定値は、降水量の分布に反応して上下した。さらに、推定した土壌水分量の二乗平均平方根誤差 (RMSE) は、ジャーガルは 2.22 %, 島尻マージは 3.75 %, 国頭マージは 2.71 % であった (図 3-4)。過去にも、宮古島の島尻マージにおける土壌水分量の推定 (比屋根・大場, 2001) や国頭マージにおける赤土流出推定モデル (大場ら, 1993) でタンクモデルの適応性が検討されたが、各報告ともに土壌水分量の推定誤差は 10 % 以内になるように作成された。ジャーガルでもタンクモデルを適応した時の土壌水分量の RMSE は 2.5 % であった (比屋根ら, 2008)。よって、本研究の改良タンクモデル法を用いた土壌水分量の推定精度はこれまで以上の精度を実現している。

今後は、本モデルを活用した灌水情報提供システムの実用化が期待される。TDR 土壌水分計の測定誤差 2.5 % (クリマテック株式会社, 2017) を考慮すると、本モデルにおける土壌水分量の推定誤差は 7.5 mm である。この値は夏季における 1 日の最大の蒸発散量 (山城, 1991 ; 比屋根ら, 2004 ; 比屋根, 2008) とほぼ同等である。よって、灌水指標として本モデルで推定した土壌水分量を扱う場合、夏季では週もしくは旬レベルでの灌水情報の提案が妥当である。課題としては、島尻マージが他の土壌と比較して推定精度が低かったことがあげられる。今後、その原因について詳細に検討していきたい。

ジャーガルにおける灌水効果の検討

土壌水分センサーと灌水制御装置を設置して、土壌水分の変化に対応して灌水した。灌水時期は、土壌水分量が毛管連絡切断含水量 (図 3-2) に達した時点とした。その結果、2013 年度の土壌水分量は、2013 年 7 月 27 ~ 29 日, 8 月 2 ~ 9 日に毛管連絡切断含水量まで低下した。この期間の蒸発散量はゼロ付近まで低下した (図 3-5)。しかし、2014 年度の土壌水分量はサトウキビの生育期間において毛管連絡切断含水量まで低下することはなかった。2015 年度の土壌水分量は、7 月 4 ~ 5 日に毛管連絡切断含水量まで低下したが、その後は適度な降雨が認められたため干ばつ傾向は認められなかった (表 3-2)。

原料茎重は、夏季に干ばつ傾向を示した 2013 年度 (図 3-5) では、春植えの灌水区は 487 kg a^{-1} , 株出しは 640 kg a^{-1} と対照区に対しそれぞれ 773 %, 182 % の増収効果を示した (表 3-3)。しかし、比較的適度な降雨が認められた 2014 年度と 2015 年度の原料

茎重は春植え，株出しの各作型ともに灌水効果が認められなかった．なお，2013 年度の春植え無灌水区の 63kg/a と極端な低収量は植付け時の発芽不良が，2014 年度の株出し無灌水区の低収量は前年度の低収量が影響している．

以上の結果から，ジャーガルでは梅雨明け後から夏季の降水量の少なく，土壌水分量が毛管連絡切断含水量付近まで低下した時に灌水を実施するとサトウキビ圃場へ灌水効果が高まることがわかった．サトウキビの安定生産を実現するためには，限りある水資源の有効活用のためにも効果的に灌水を行う必要がある．本研究で検討した改良タンクモデル法を用いた灌水情報システムの構築と実用化が期待される．なお，本研究では明らかにできなかったが，島尻マーヅや国頭マーヅにおける効果的な灌水の実施についても検討が必要である．

摘 要

沖縄県糸満市のサトウキビ圃場でタンクモデル法とその改良法による土壌水分量の推定精度を検討した．その結果，土壌水分量の変化を考慮した Penman-Monteith 法をタンクモデル法に組み合わせにより土壌水分量を推定することが可能であることが明らかとなった．各土壌別の土壌水分量の推定値の二乗平均平方根誤差 (RMSE) は，ジャーガルは 2.22 %，島尻マーヅは 3.75 %，国頭マーヅは 2.71 %であった．よって，改良タンクモデル法を用いた土壌水分量の推定法の沖縄県の主要 3 土壌への適応性は高いものと推察される．ジャーガルでは，夏季の降水量の少ない時期に，土壌水分量が毛管連絡切断含水量まで低下した時に灌水を実施すればサトウキビ圃場へ灌水効果が高まった．

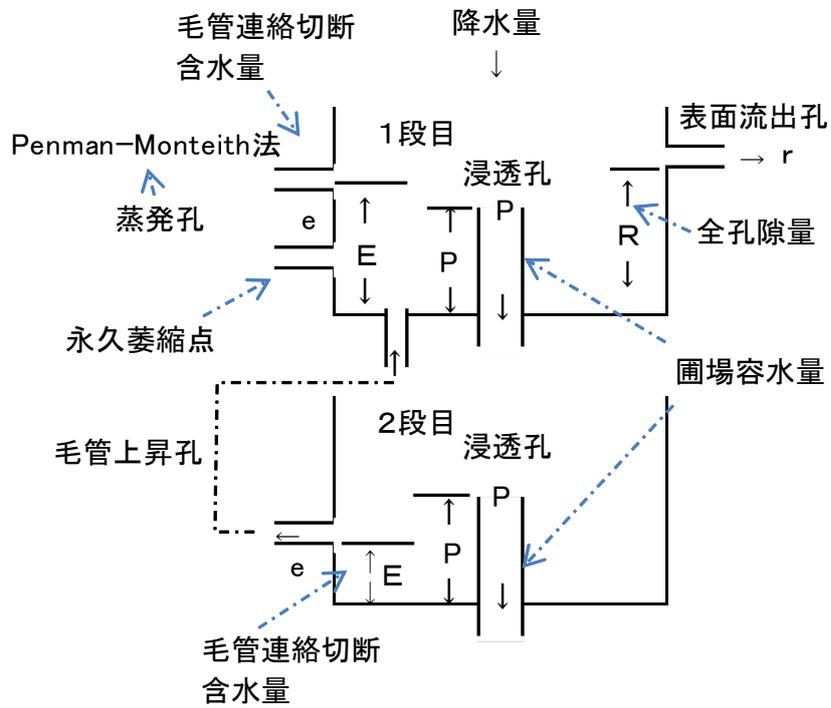


図 3-1. タンクモデルの概略図.

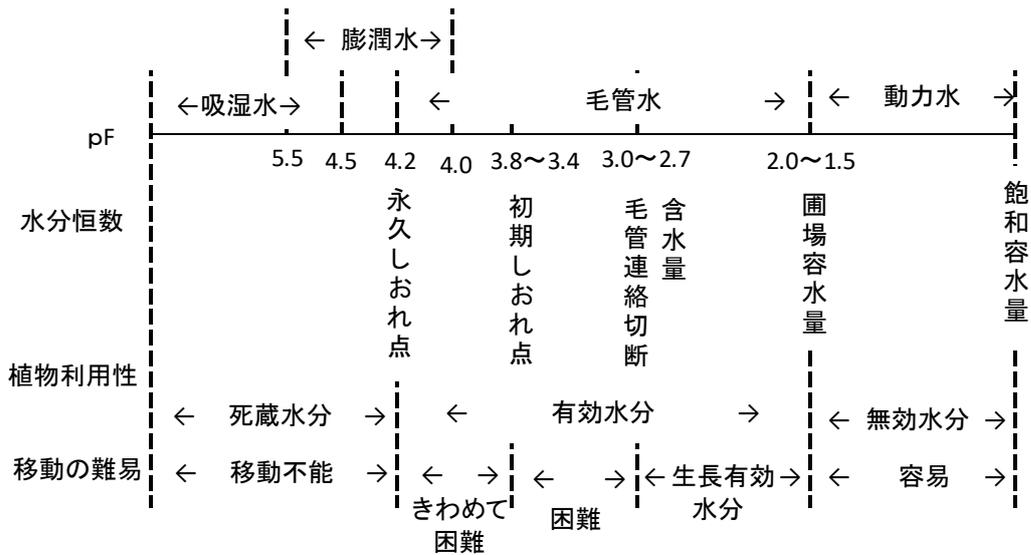


図 3-2. 土壌水の分類 (太田ら, 1995).

表 3-1. 土壌の違いによる改良タンクモデルの各孔の高さと係数.

土壌	1段目(0~30cm)				2段目(30~60cm)			
	表面流出孔		浸透孔		浸透孔		毛管上昇孔	
	高さ(mm)	係数	高さ(mm)	係数	高さ(mm)	係数	高さ(mm)	係数
ジャーガル	152	0.20	132	0.60	127	0.70	123	0.05
島尻マーヅ	183	0.10	126	0.60	150	0.60	138	0.02
国頭マーヅ	164	0.10	84	0.35	84	0.20	57	0.02

注：ジャーガルは糸満市真壁，島尻マーヅは宮古島市平良西里，国頭マーヅは石垣市平得地底原.

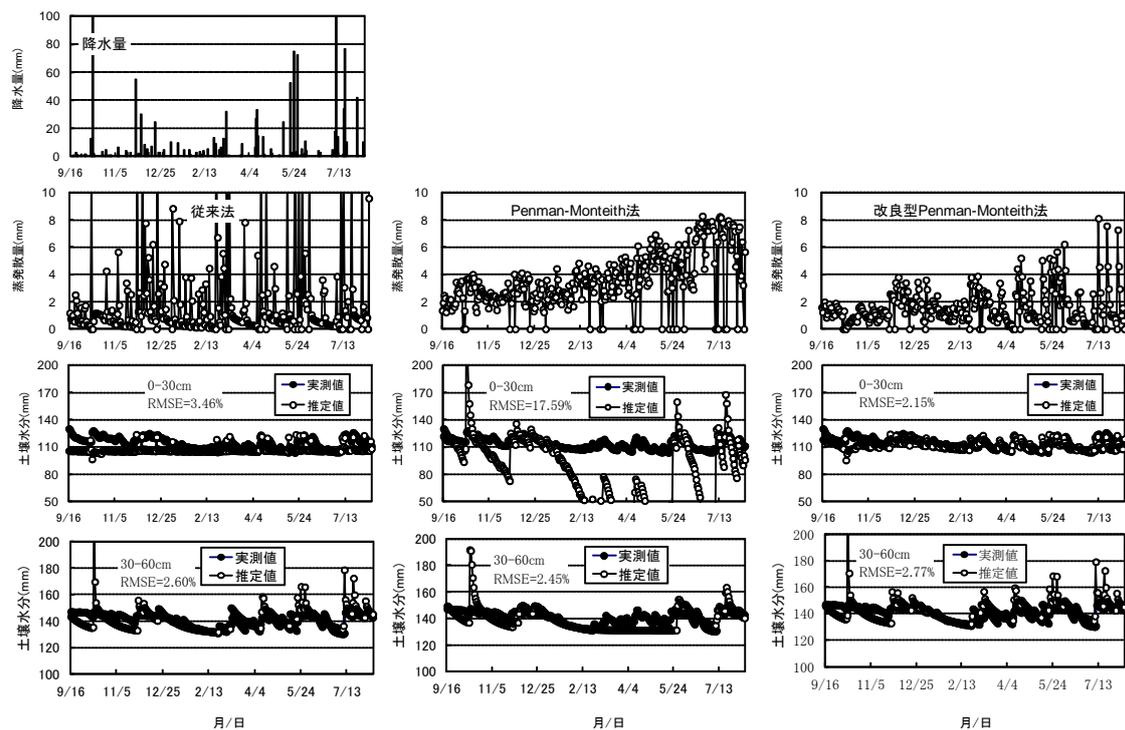


図 3-3. 蒸発散量の算出方法による降水量，推定蒸発散量および土壌水分量の違い。注：土壌は糸満市真壁のジャーガル.

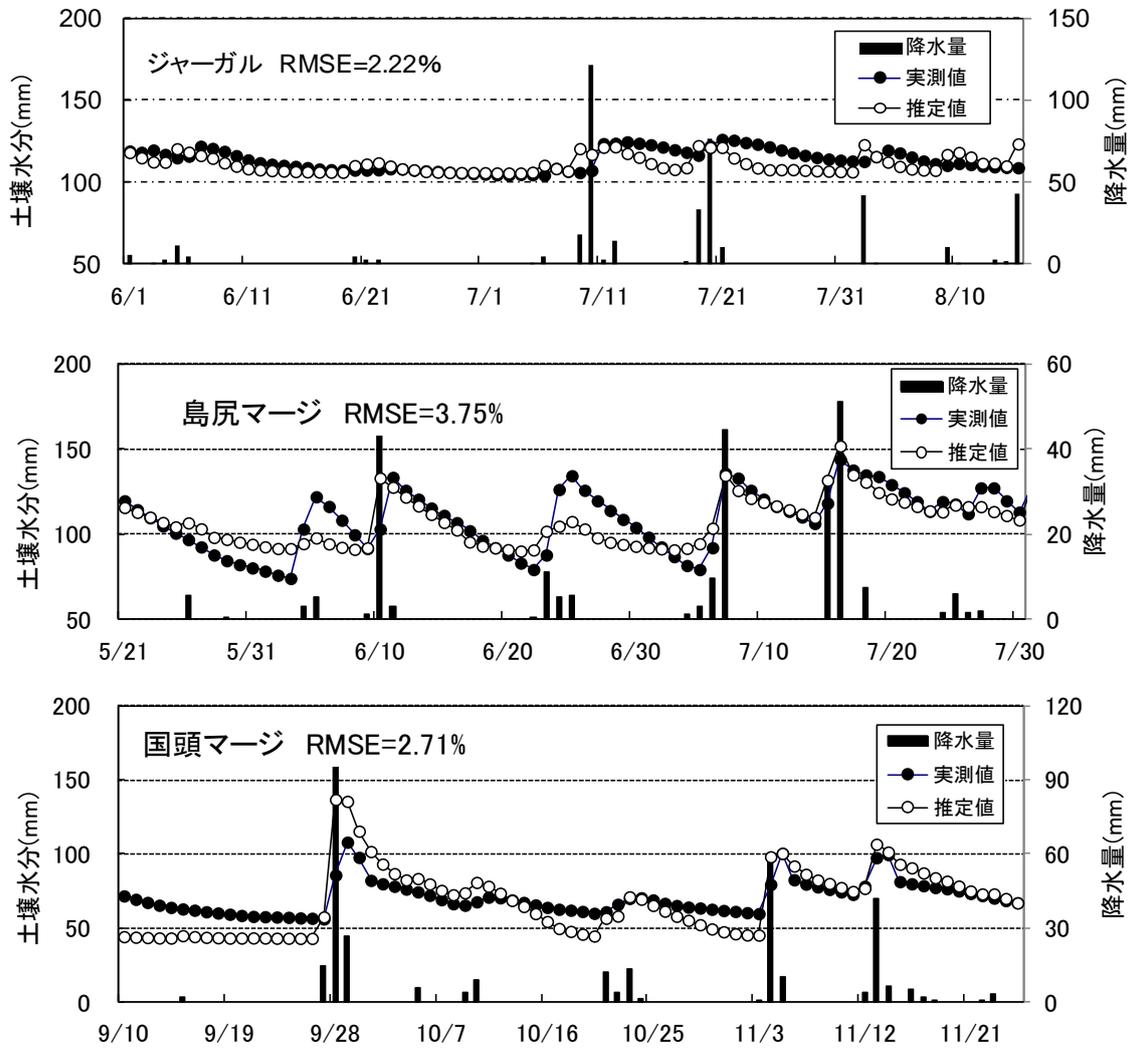


図 3-4. 3 土壌における土壌水分量の推定精度.

注：土壌水分量の実測値は表層から 15 cm の位置に TDR 水分計を設置した.

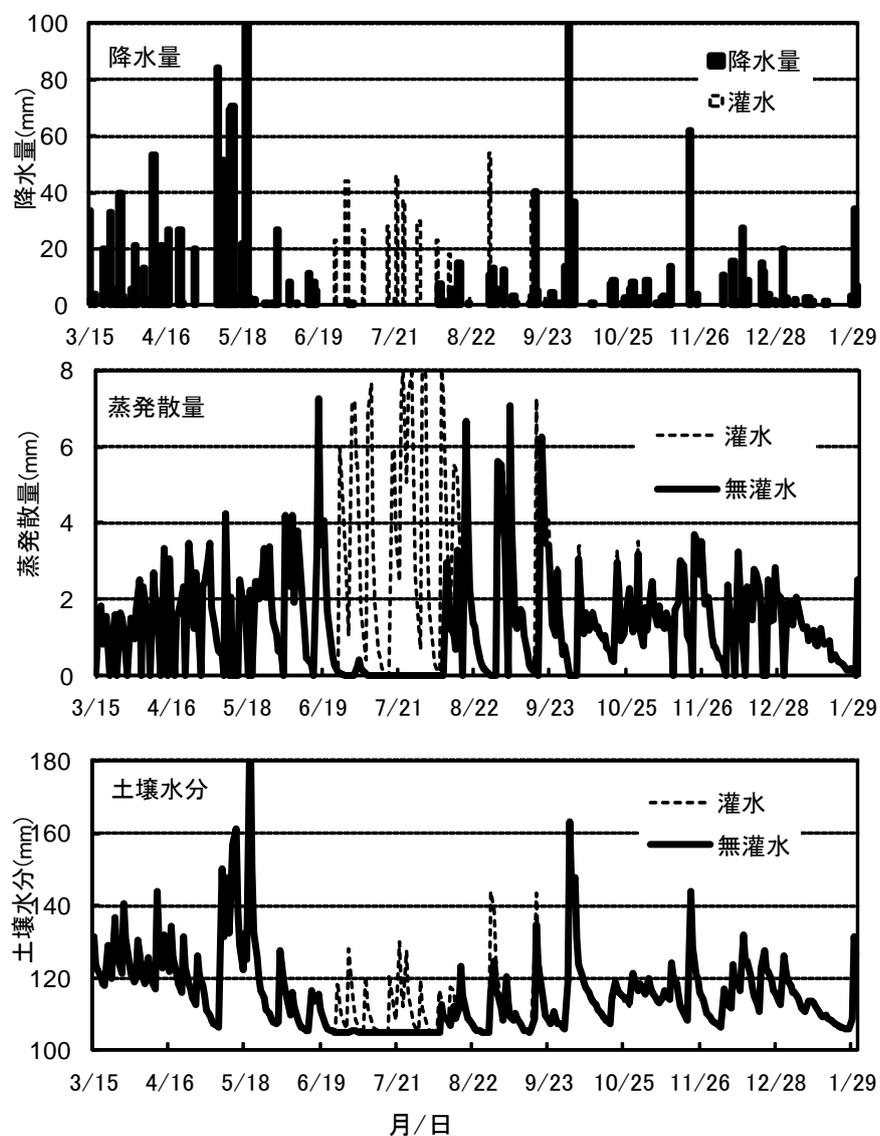


図 3-5. 2013 年度の春植えにおける降水量と灌水量，蒸発散量および土壌水分量の推移. 注：土壌は糸満市真壁のジャーガル.

表 3-2. 6 ～ 9 月までの 0 ～ 30 cm における土
 壌水分が生育阻害点に達した日数.

年度	生育阻害点	期間
	日数	(月/日)
2013	11	7/27～29, 8/2～9
2014	0	
2015	2	7/4～5

注：土壌は糸満市真壁のジャーガル.

表 3-3. 2013 ～ 2015 年度の灌水による原料茎重の違い.

年度	作型	原料茎重 (kg/a)			備考
		灌水	無灌水	比率	
2013	春植え	487	63	773	干ばつ
	株出し	640	351	182	
2014	春植え	654	773	85	
	株出し	332	390	85	
2015	春植え	557	595	94	
	株出し	727	952	76	

注：比率 (%) = 灌水 / 無灌水 x 100.

第4章 沖縄本島南部のサトウキビ圃場における積算蒸発散量による地上部乾物重の推定

緒言

作物の葉は、光合成により大気中のCO₂を吸収すると同時に蒸散により多量の水分を放出するガス交換を行う。サトウキビ圃場における蒸発散量(ET)は、沖縄本島や宮古島で最大7 mm day⁻¹、平均3 mm day⁻¹(城間ら, 1979; 比屋根ら, 2004)、石垣島では耕盤破碎により最大9 mm day⁻¹、平均6 mm day⁻¹(Contreras and Ozawa, 2005)となる。この水分量は、下層土からの水供給の乏しい島嶼では、降雨や灌漑設備がなければETは賄えず、土壌水分の不足でサトウキビの生育、収量は著しく抑制される。

ETは作物の乾物生産と密接に関係しており、積算ET(ΣET)から作物の収量予測が可能である(桜谷, 1987)。 ΣET と地上部乾物重(DW)との関係は、水稻(足立ら, 1996)、飼料用作物(大崎ら, 1981)、トウモロコシ、ヒマワリ、ササゲ(菅田ら, 2015)で研究があり、両者の間に正の相関関係が認められている。南西諸島のサトウキビ圃場におけるETは、灌漑施設の設計や灌水量の決定(山城, 1981; 比屋根ら, 2004; 佐々木ら, 2005; 比屋根, 2008)、および硬盤破碎の効果(Contreras and Ozawa, 2005)等で評価されている。しかし、サトウキビでは乾物生産特性について幾つかの報告が見られるものの(野瀬ら, 1987, 1989; 島袋, 1997)、 ΣET とDWとの関係を検討した例は見あたらない。

第3章(比屋根ら, 2018)では、蒸発散量の推定式として一般的に使用されているPenman-Monteith法を組み込んだ改良タンクモデルを用いて土壌水分量を精度良く推定できることを報告した。ここでは、新植と株出しの栽培時期を変更した16処理区を設け、第2章で蒸発散量の推定精度が高いことを明らかにした日射法(Makkink, 1957)を本モデルに採用し、同モデルで推定した積算蒸発散量(ΣET_e)とDWの関係を検討した。

材料および方法

試験は、沖縄県糸満市真壁にある沖縄県農業研究センター圃場(北緯26°11′, 東経127°69′, 以下、農業研究センターとする)の軟岩型普通陸成未熟土(通称ジャーガル)で実施した。ジャーガルは不透水性の泥灰岩を基盤とし、サトウキビの有効根群域は500 mm(久貝, 1972; 山城, 1981)である。品種はNiF8を用いた。サトウキビの作型には、新植の「春植え」、「夏植え」そして「株出し」の栽培方法がある。新植では2~3節に切断した茎節苗を植付け、「株出し」は原料茎を収穫した後に、再生芽を仕立て次作の原料茎にする。収穫は12月から翌年3月の冬春期におこなわれる。栽培期間は、「夏植え」は約1年半、「春植え」と「株出し」は約1年である(宮里, 1986)。調査は、慣行栽培には拘らず、2007年の6月27日、10月1日、12月27日、2008年の3

月 28 日に植付け、それぞれ 7 月新植、10 月新植、12 月新植、3 月新植とした。その後、それぞれの 1 年経過後の採取月とその前後 1 ヶ月となる 2008 年 5 月 27 日、6 月 26 日、7 月 30 日、8 月 25 日、9 月 25 日、11 月 1 日、11 月 25 日、12 月 24 日、2009 年の 1 月 26 日、3 月 1 日、3 月 30 日、4 月 24 日に、試験区内の再生芽を残して原料茎を全て採取後、株元に施肥を行い、畦間を砕土して、さらに 1 年間栽培した (図 4-1)。本報ではこれらをそれぞれ、6 月株出し、7 月株出し、8 月株出し、9 月株出し、10 月株出し、11 月株出し、12 月株出し、1 月株出し、2 月株出し、3 月株出し、4 月株出し、5 月株出しとした。栽培面積は、畦幅を 1.2 m とし、新植は 1 区を畦長 20 m、4 畦の 96 m² で 1 処理 3 反復、株出しは新植の栽培面積を分割して、1 区を畦長 4 m、4 畦の 19.2 m² で 1 処理 3 反復とした。施肥、農薬、中耕・培土等の栽培管理方法は沖縄県のさとうきび栽培指針 (2006) に従った。なお、灌水は行わなかった。

ETe は、タンクモデルに Makkink (1957) の提案した日射法を組み合わせ、土壌水分量の影響を加味した水収支モデルで推定した (図 4-2)。本モデルは、太田・凌 (1990)、太田ら (1992, 1995) が提案したタンクモデルを基本型とし、第 3 章では蒸発散孔は蒸発散量の推定に一般的に使用される Penman-Monteith 法を組み込んで土壌水分量の影響を加味して水収支の各孔を求めるように改良したものである (比屋根ら, 2018)。改良タンクモデルの各設置高さは、浸透孔は圃場容水量、毛管上昇孔は毛管連絡切断含水量の水分恒数、表面流出孔は全孔隙率を目安として設定した (太田・凌, 1990)。水分恒数は、太田ら (1995) に従い、それぞれの体積含水率や全孔隙率と対応する土層厚との積によって水深 (mm) で表現した。

ジャーガルにおけるサトウキビの有効根群域は深さ 500 mm 付近までである (久貝, 1972; 山城, 1981)。トラクターによる砕土により深さ 250 mm 付近まで膨軟層ができる (新里, 2016)。圃場整備は、作土を一端削り確保した後、地盤を均平化し、作土を戻すことで均一な圃場に整備する (儀間, 2016)。しかし、沖縄県農業研究センターの試験圃場は作土層を深さ 600 mm として造成されている。つまり、深さ 600 mm 以深は地盤の均平化による圧密で根が生育することができず、水の上方移動は少ないとみられる。以上より、本研究では深さ 600 mm 付近を有効土層とし、便宜上、0 ~ 300 mm、300 ~ 600 mm のタンクを直列につないだ。

本モデルの浸透水孔、毛管上昇孔、表面流出孔の高さは、それぞれ儀間ら (2002) が示した pF-体積含水率曲線における圃場容水量 (pF 1.8)、毛管連絡切断含水量 (pF 2.7)、全孔隙量の値とした。次に、タンク孔の係数を、降水量と ETe を下記の水収支式に入力して推定の土壌水分量を求め、実測値との誤差を 2 乗平均平方根誤差として算出し、その誤差を低く抑えるように決定した (太田・凌, 1990; 太田ら, 1992, 1995)。土壌水分は、TDR 土壌水分計 (Campbell 製, CS616) を深さ 150 mm と 450 mm に横差しで測定した。

作土層を含む土層 1 の水収支は次式で表される。

$$SW_{1,j+1} = SW_{1,j} + (P_j - ETe_j - F_{1,j} - Q_j + S_j) \Delta T / L_1$$

また、土層 2 は

$$SW_{2,j+1} = SW_{2,j} + (F_{1,j} - F_{2,j} - S_j) \Delta T / L_2$$

ここで、 $SW_{1,j+1}$ は $j+1$ 日における土層 1 の土壌水分量 ($\text{mm}^3 \text{mm}^{-3}$)、 $SW_{2,j+1}$ は $j+1$ 日における土層 2 の土壌水分量 ($\text{mm}^3 \text{mm}^{-3}$)、 P_j は j 日における降水量 (mm day^{-1})、 ET_{ej} は j 日にける推定蒸発散量 (mm day^{-1})、 $F_{1,j}$ は j 日における土層 1 から土層 2 への浸透水量 (mm day^{-1})、 $F_{2,j}$ は j 日における土層 2 からの浸透水量 (mm day^{-1})、 Q_i は表面流去水 (mm day^{-1})、 S_j は j 日における土層 2 から土層 1 への毛管上昇量 (mm day^{-1})、 L_1 と L_2 は土層 1 と土層 2 の厚さ (mm)、 ΔT は時間間隔を示し 24 時間である。

ET_e は基準蒸発散量 (ET_0) に作物係数を乗じて算出される。作物係数は作物の種類、生育時期や土壌水分量によって異なる (例えば Allen *et al.*, 1998)。しかし、本試験では時期の異なる新植や株出しで 1 年栽培したため、過去の研究例を参考に時期別に適切な作物係数を当てはめることが難しい。そこで、土壌水分量の影響が反映されるように以下の方法で ET_e を算出した。

$$ET_e = ET_0 \times K_{csw}$$

ここで、 ET_0 は Makkink (1957) の提案した日射法を採用した。日射法を採用したのは、沖縄県宮古島と本島南部地域で熱収支ボーエン比法による ET の測定と ET_e の推定を検討したところ、日射法の推定精度が高かったことが理由である (比屋根ら, 2004; 比屋根, 2008)。 K_{csw} は、土壌水分量の低下に対応して低下する (Allen *et al.*, 1998) ことを考慮し、推定を簡略化するため、土壌水分量が圃場容水量 pF 1.8 ($SW = 132 \text{ mm}$) では 1、初期しおれ点 pF 3.5 ($SW = 119 \text{ mm}$) では 0 となる以下の方法で求めた。

$$K_{csw,j+1} = 0.0769 \times SW_{1,j} - 9.1538$$

各タンク孔の高さと係数は、土層 1 の表面流出 152 mm と 0.3、浸透水孔 132 mm と 0.6、土層 2 の浸透水孔 127 mm と 0.7、毛管上昇孔 123 mm と 0.1 であった (図 4-2)。この方法で推定した土壌水分量の誤差は、前報 (比屋根ら, 2018) での検証の結果、許容範囲内であった。

ET_e と土壌水分量の推定には、沖縄地方気象台 (北緯 $26^{\circ}13'$ 、東経 $127^{\circ}41'$) の観測値を使用した。

作物体地上部は各処理区で 3 ~ 5 株を、植付け、株出しから 2 ヶ月ごとに採取し、葉面積計 (CID 社製, CI-203) で枯葉を除いた葉面積を測定後、 80°C で 72 時間以上熱風乾燥し、乾物重 (DW) を求めた。葉面積指数 (LAI) と DW は、各反復で異常値を除いて 3 反復の平均を m^2 あたりの株数に換算して求めた。

ロジスティック曲線は以下のように示される (Hunt, 1982; 守谷ら, 1996)。

$$Y = A / (1 + B \cdot \exp^{-K \cdot X})$$

ここで、 Y : 生育量、 A : 最大生育量、 $B : (A - Y_0) / Y_0$ 、 Y_0 : 初期値、 K : 生長係数、 X : ΣET_e である。本式における 2 個の未定係数 B と K は Microsoft Excel (Microsoft 社製) のソルバー機能を利用して Y の実測値と推定値の差の 2 乗和が最小となるように決定した (境垣内ら, 2015)。

結 果

試験期間 (2007 年 7 月 ~ 2010 年 4 月) の気象環境を平年値 (1971 ~ 2000 年) と比較した (図 4-3). 試験期間中の積算降水量は 5762 mm で, 平年値の 5665 mm と比較して差はなかった. しかし, 2008 年 4 ~ 8 月, 2008 年 12 月 ~ 2009 年 2 月, 2009 年 7 ~ 9 月の積算降水量は平年値よりも少なかった. 気温は夏季の 7 ~ 9 月は高く, 冬季の 1 ~ 2 月は低い季節変化を示し, 平均気温は 23.3 °C と平年並みであった. 月平均相対湿度は 63 ~ 81 % で推移し, 年間を通して平年値よりも低い月が多かった. 風速は約 5.3 m s⁻¹ の平年値に対し, 2007 年 10 ~ 11 月は高く, 逆に, 2008 年 5 ~ 11 月は低かった. 月平均日全天日射量は, 各月ともに平年以上で推移した.

本モデルで推定した 2007 年 6 月 ~ 2010 年 5 月の日あたりの ETe と土層 1 の土壤水分量を図 4-4 に示した. このうち試験期間の ETe は 0 ~ 8.6 mm day⁻¹ の範囲で, 平均値は 1.7 mm day⁻¹ であった. 年ごとの ETe の平均と最高は, それぞれ 2007 年 7 ~ 12 月の 1.6 mm と 6.9 mm, 2008 年 1 ~ 12 月の 1.7 mm と 8.6 mm, 2009 年 1 ~ 12 月の 1.6 mm と 7.5 mm, 2010 年 1 ~ 5 月の 2.4 mm と 7.9 mm であった. 試験期間の土層 1 の土壤水分量は 110 ~ 160 mm の範囲で推移し, 初期しおれ点 (119 mm) 以下に低下したのは, 2007 年 7 ~ 12 月に 18 日, 2008 年 1 ~ 12 月に 23 日, 2009 年 1 ~ 12 月に 37 日であった.

新植の葉面積指数 (LAI) と DW の推移を図 4-5 に示した. 7 月新植の LAI は, 植付け 4 ヶ月後に 1.7 を示し, その後, 10 ヶ月間低下が続いた. これは, 2007 年 9 月 14 日に台風が襲来し, 葉身裂傷等の被害を受けたこと, 11 月中旬には出穂し, 側枝と枯死葉が増えたことが原因である. 10 月新植の LAI は 6 ~ 8 ヶ月後に一時停滞したが, 最終採取月の 10 月まで高まった. 7 月新植と 10 月新植の最大値は, 最終採取月の 7 月と 10 月にそれぞれ 2.9 と 3.3 であった. 1 月新植の LAI は 10 ヶ月後の 11 月に 3.3, 4 月新植のそれは 6 ヶ月後の 10 月に 3.8 を示し, その後, 低下した.

新植 DW の推移は LAI とは異なるシグモイド曲線を示し, それぞれの処理区では緩慢期, 増加期, 停滞期と経時的に増加した. 7 月新植の緩慢期は 10 ヶ月, 10 月新植のそれは 8 ヶ月, 1 月新植は 4 ヶ月であった. 各処理区の増加期は, 6 ~ 9 月の期間で急激に増加した. 停滞期の DW は, 1 月新植は 2 ヶ月, 4 月新植は 4 ヶ月であった (図 4-5).

株出しの LAI は, 株出し後 2 ~ 8 カ月は増加期, その後安定し, 株出し後 8 ~ 10 ヶ月以降で 6 ~ 11 月の高温期になると再び増加した. 6 ~ 8 月株出しの LAI は, 株出し後 2 ヶ月で約 3 と高い値を示し, その後, 徐々に低下した. 9 ~ 12 月株出しのそれは, 株出し後 2 ヶ月は 0.01 ~ 1.5 と低かったが生育期間の経過とともに上昇した. 1 ~ 3 月株出しは, 株出し後 2 ヶ月は低かったものの, その後約 2 まで上昇した. 4 ~ 5 月株出しでは, 生育期間中の変化が少なく 2.0 ~ 2.5 で推移した. 最終採取の LAI

は、6月株出しは5.0と最も高く、7～8月株出しは3.7～4.1、9～11月株出しは約3、1～5月と12月株出しは約2.5であった(図4-6)。

株出しのDWはLAIや新植のDWとは異なり直線的に推移した。株出し後4ヵ月までのDW増加量は、高温期の影響を受ける4～5月株出しと7～8月株出しで大きかった。一方、1月株出しと9～12月株出しは、生育初期が低温期となる株出し後4ヵ月までDW増加量は小さかったが、生育中期以降のそれは大きかった。なお、株出し後4ヵ月までが高温期と考えられる6月株出しは、株出し直後の干ばつによる土壌水分量の低下(図4-4)の影響を受けて小さかった(図4-6)。

各栽培時期における処理開始後の経過月ごとの ΣETe とDWとの関係を検討した。なお、7月新植は2007年9月14日の台風襲来による生育への影響が懸念されることから本解析からデータを削除した。両者との関係を図中のロジスティック曲線で、株出しは直線の回帰式で近似することができ、両者の間には新植、株出しともに $r=0.99$ と0.1%レベルの高い正の相関関係が認められた(図4-7)。

考 察

本章では、沖縄本島南部地域に分布するジャーガルのサトウキビ圃場において ΣETe とDWとの関係を調べた。まず、日射法とタンクモデルの組み合わせで求めた本章の2007～2009年の ETe と、比屋根(2008)の熱収支ボーエン比法で求めた2002年のETを比較する。本研究の8～11月の ETe は、0～7.2 mm day⁻¹で推移し、平均値は1.8 mm day⁻¹であった(図4-4)、これに対し、2002年の同時期のETは、0～6.0 mm day⁻¹で推移し、平均値は2.9 mm day⁻¹であった。よって、本報の最高値は高いが平均値は低かった。その原因は、2007～2009年の同期間の気象環境は、日射量と風速は2002年と同程度、気温は1°C程度低く、相対湿度は3ポイント低かったが大差はなかった。しかし、2007～2009年の試験期間中の降水量は平年並であるものの、同期間は少なかった。そのため、土層1の土壌水分量が初期しおれ点まで低下した期間が、日射量の多い7～9月に集中した(図4-4)。また、2002年の8月と11月は降水量が少なく土壌水分量は初期しおれ点付近まで低下した(比屋根, 2002)。このことが2007～2009年の ETe の平均値が低く、2002年のETの最高値が低い原因と推察される。佐々木ら(2005)は、日射量と土壌水分量がサトウキビの蒸発効率に影響を与え、特に土壌水分量は圃場容水量以下になるとETに影響を及ぼすことを指摘している。サトウキビは土壌水分量が低下すると気孔コンダクタンス、蒸散速度、光合成速度などのガス交換速度は低下する(Du *et al.*, 1996)。よって、試験を実施した2007～2010年の8～11月の ETe は、比屋根(2008)で検討した2002年と同様に土壌水分量の低下の影響を受けていた。

圃場条件下における ΣETe とDWの関係は、新植はロジスティック曲線で、株出しは直線回帰式で近似することができ、両者は新植、株出しともに $r=0.99$ と0.1%水準で有意な相関関係が認められた(図4-7)。これより、 ΣETe はサトウキビのDWと密接

に関連していることが明らかである。桜谷 (1987) は、 ΣET に関係する微気象要因が作物の物質生産と密接に関係しており、 ΣET から作物収量の予測が可能であることを指摘している。本研究のサトウキビにおける ΣETe と DW の高い相関関係はこれを支持するものである。さらに、サトウキビにおいて DW は原料茎重との間に密接な関係がある (島袋, 1997)。 ΣET と原料茎重との関係についてはいくつかの報告がある (Thompson, 1976; Carr and Knox, 2011)。このことは、 ΣETe による収量予測の可能性を示唆するものである。

ΣETe と DW の関係については、新植はロジスティック曲線、株出しは直線回帰式と両者の関係は異なった (図 4-7)。特に、株出しにおける DW の生育初期の推移は、新植と比較して急激であった (図 4-5, 4-6)。株出しは残存株の貯蔵養分を用いた活発な生育を示すため、新植えと比較して初期生育が急激で、出芽が速く、 LAI が高いことが影響したものと推察される。また、サトウキビの初期生育は緩慢で、群落形成に長期間を要することが生産力を制限する要因のひとつと考えられる (寺内ら, 1999; 寺内・松岡, 2000)。福澤ら (2008) は、発芽後 2 ヶ月の植物体を比較した場合、サトウキビ雑種 KRSp93-30 の効率的な生長は早い出葉速度と高い純同化率によってもたらされると指摘している。本研究においても、株出しと比較して新植の生育初期における LAI の低さが DW の推移に影響したものと推察される。

最後に、まとめとして本モデルを用いたサトウキビ栽培技術について検討する。南西諸島におけるサトウキビ生産は、台風や干ばつ等の影響で単位面積あたりの収量低下が見受けられる。砂川ら (2017) は、梅雨明け後の継続的な灌水はサトウキビの茎伸長の維持に重要であることを指摘している。本モデルを用いれば、気象データからサトウキビの生育に合わせた灌水時期やその量を決定することも可能となる。また、効率的な灌水は作物の収量を最適に維持できる栽培管理に寄与し、限りある水資源の有効利用にも繋がる。

以上、新植と株出しの栽培時期の異なる 1 年栽培を実施して両者の関係を解析したところ、気象データを活用して推定した ΣETe と DW との間に高い相関関係が示された。本モデルを活用すれば沖縄本島南部のジャーガルにおけるサトウキビ圃場の水収支量から DW は推定可能である。しかし、このモデルに関しても弱点はあり、有効土層の厚さや土壌、栽培時期や栽培条件の違い等によって結果は異なることが予想される。また、本モデルは不飽和透水を無視しているところも課題として上げられる。耕土層への流入水量の多くはそれ以下の土層から垂流入入することが明らかとなっている (中山ら, 1980)。今後は、 ETe の推定精度について追求しながら、多くの地点で検証を進める必要がある。

摘 要

沖縄の主要農作物であるサトウキビの収量は、水資源の脆弱さで不安定なため、こ

れを水分環境から予測することは有益である. 第3章 (比屋根ら, 2018) では, 土壌水分量の変化を考慮した基準蒸発散量推定式を組み込んだ改良タンクモデルを用いて, サトウキビ圃場における土壌水分量の経時変化を高精度に推定できることを実証した. 本報では, 沖縄本島南部の異なる栽培時期を設定した新植と株出し栽培サトウキビを供試して, 同モデルを用いて求めた ΣETe と DW の関係を検討した. その結果, ΣETe と DW の関係は, 新植はロジスティック曲線, 株出しは直線で近似することができ, 有意な正の相関関係 (新植, $r=0.99$; 株出し, $r=0.99$) が認められた. 新植における DW の生育初期の推移は, 株出しと比較して緩慢であった. これは, 新植は株出しと比較して出芽が遅く, 生育初期の LAI が低かったことが影響したものと推察される. 以上より, 本モデルを組み込んだ ΣETe から DW の変化を推定できることが明らかとなった. また, 両者の関係は収量予測に加え, 効率的な灌漑方法へも応用でき, 限りある水資源の有効利用に寄与すると期待される.

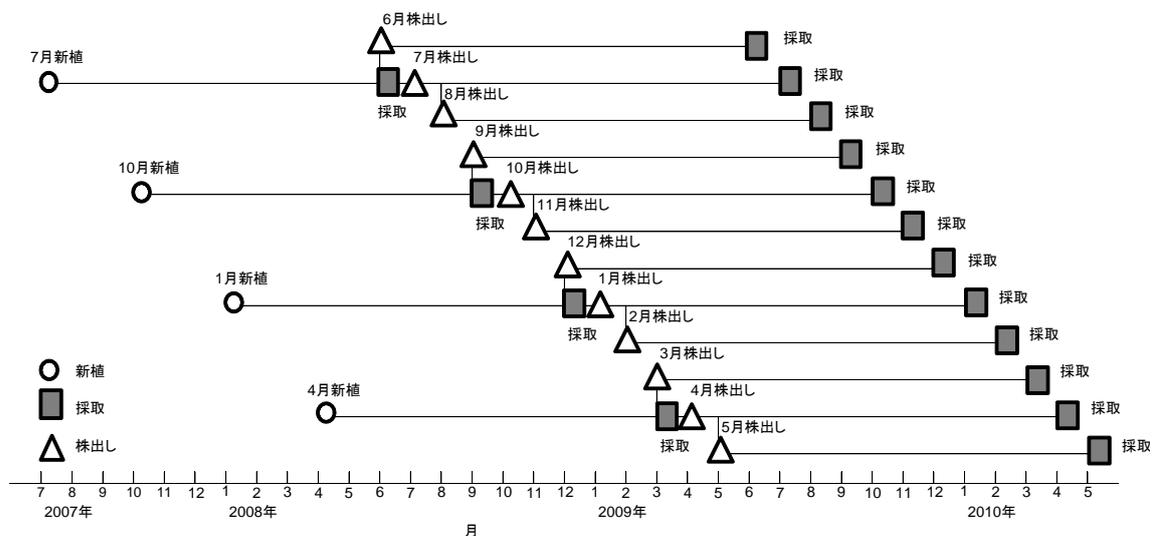


図 4-1. 試験区の時系列な関係.

注: 7月新植は2007年6月27日, 10月新植は10月1日, 1月新植は12月27日, そして4月新植は2008年3月28日に植付け, 各植付け条件で1年間栽培した. その後, 採取月と前後1ヵ月に株出し処理を行い, さらに1年間栽培した.

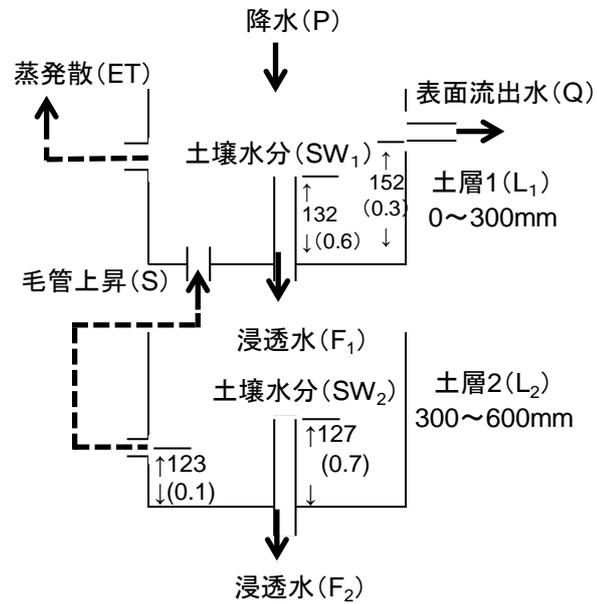


図 4-2. 改良タンクモデルの概略図 (太田ら, 1992 ; 比屋根ら, 2018).

注 : 図中の数値は各孔の高さ (単位は mm), カッコ内はその係数.

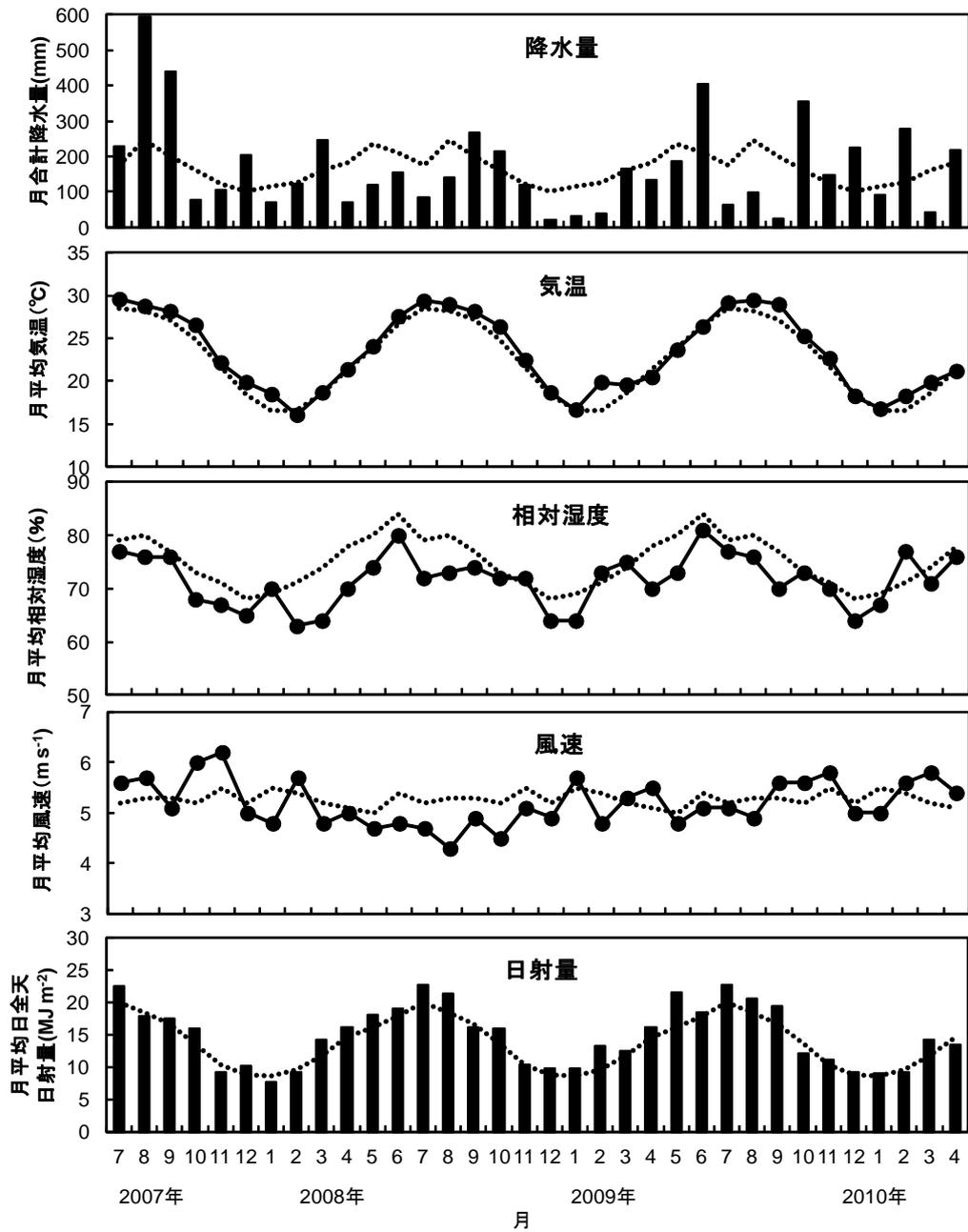


図 4-3. 試験期間中の月毎の沖縄気象台の気象データの推移.

注：破線は平年値 (1971 ~ 2000 年) を示す.

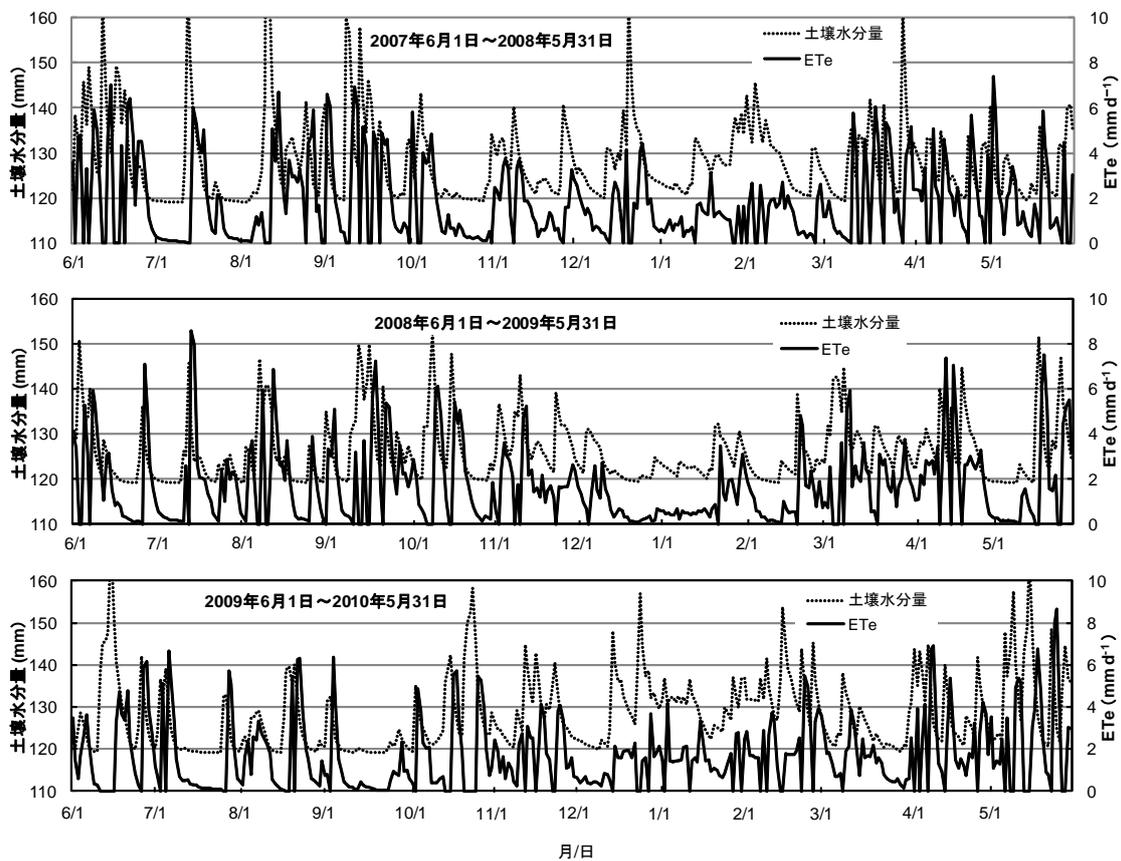


図 4-4. 改良タンクモデルで推定した深さ 0 mm から 300 mm までの日平均土壌水分量と推定日蒸発散量 (ETe) の推移.

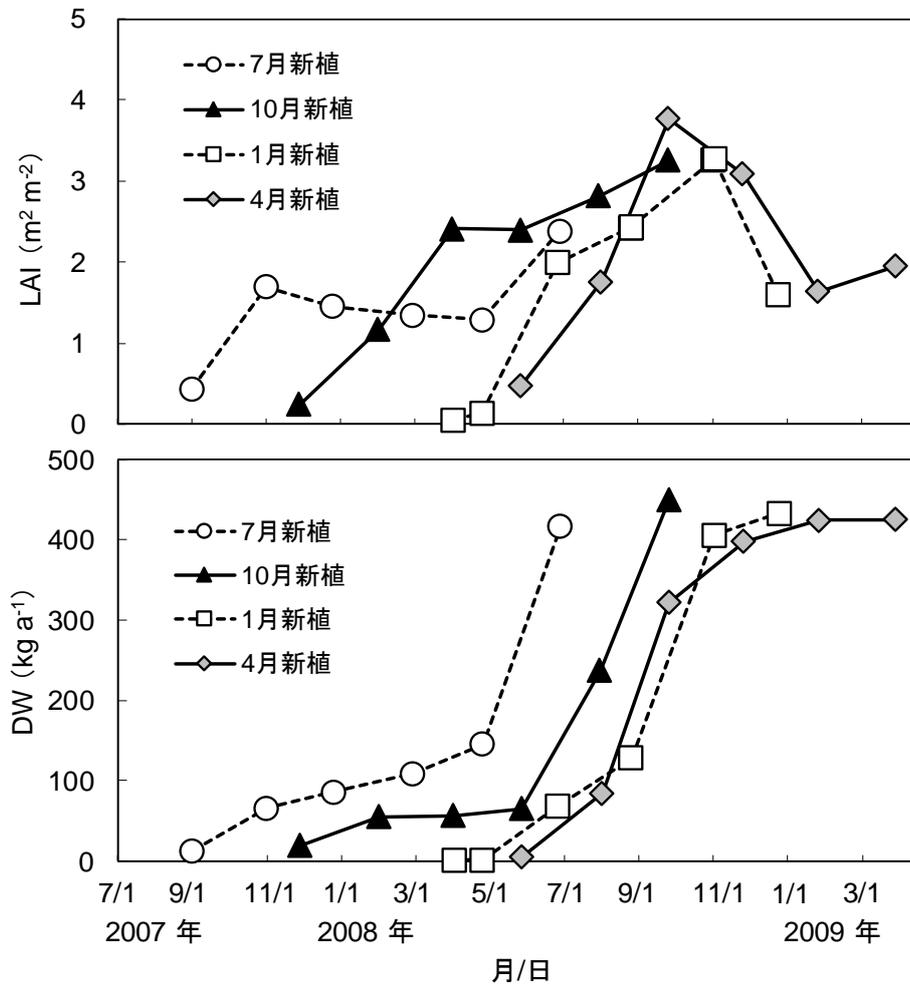


図 4-5. 新植処理の葉面積指数 (LAI) と地上部乾物重 (DW) の推移.

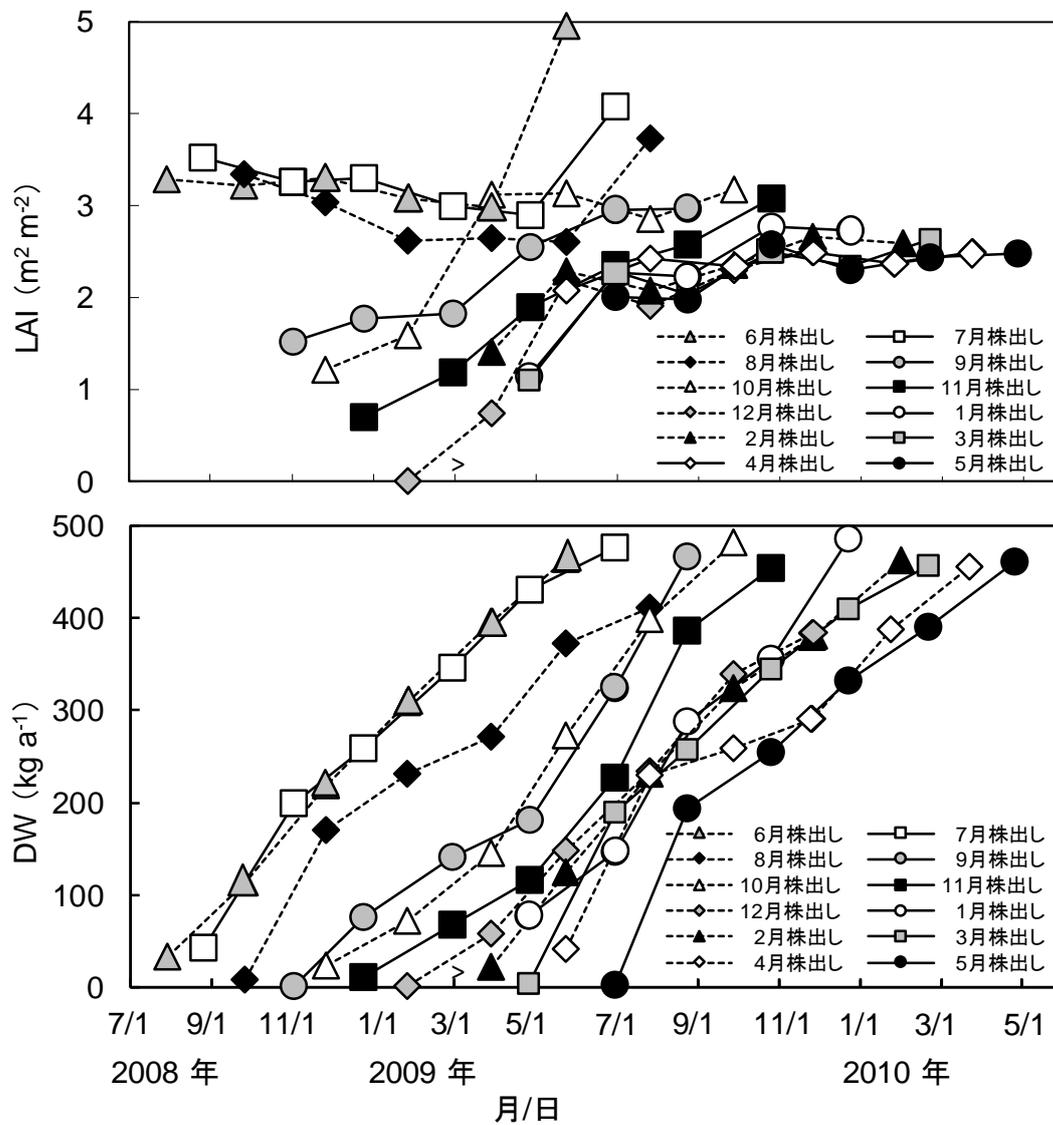


図 4-6. 株出し処理における葉面積指数 (LAI) と地上部乾物重 (DW) の推移.
 注: >1 月株出しの欠損値

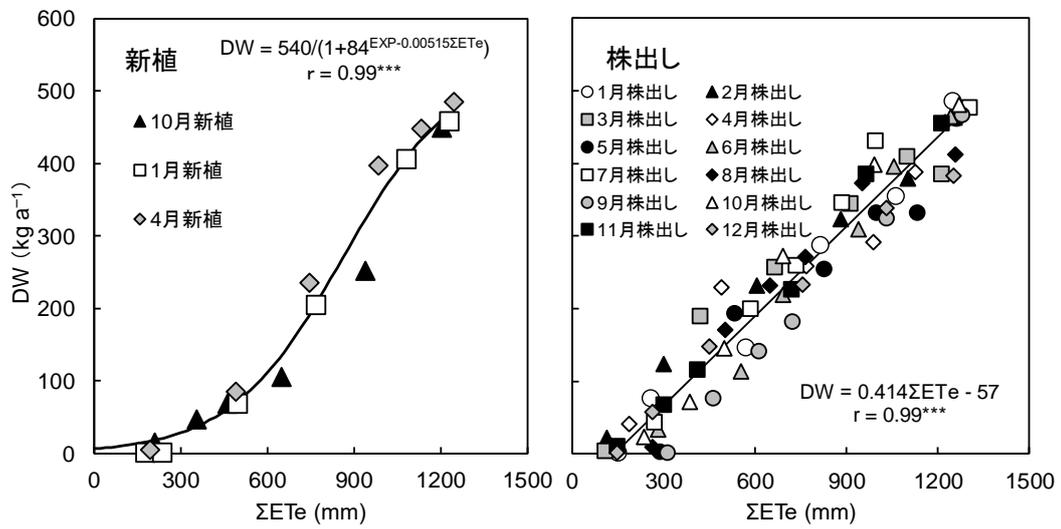


図 4-7. 新植と株出しの地上部乾物重 (DW) に及ぼす ΣETe の影響.

注: ***は 0.1%水準で有意.

第5章 ロジスティック曲線の変曲点出現時期の生育データを用いたサトウキビの収量予測

緒言

我が国のサトウキビは、北緯 $24^{\circ}02'$ から $31^{\circ}11'$, 東経 $122^{\circ}56'$ から $131^{\circ}20'$, 南北約 1200 km, 東西 1000 km におよぶ広範な地域で栽培されている。沖縄県には 47 の有人島が存在し、そのうち、16 の島に製糖工場 (含蜜糖を含む) がある。サトウキビの生産現場では、操業開始の半年前から定期的に生育状態が調査され、それらの結果に基づいて最終収量を予測し、製糖工場の操業期間が決定される。このように、現在の収量予測は経験に基づいた設定で行われてきた。収量予測の精度をより高めるためには、より確かな根拠に基づいた方法が求められている。

植物の生長はロジスティック曲線に従うことが知られ、量的生長の推定に用いられている。ロジスティック曲線は初期値 (Y_0) , 生長係数 (K , 最大生長速度) と最終値で決定され、変曲点の出現時期で生長速度は最大値となる (McMartin, 1979; Hunt, 1982; 守谷ら, 1996)。よって、サトウキビの茎伸長や原料茎重の推移がロジスティック曲線に従うとすれば、 Y_0 と K がわかれば最終の茎長や原料茎重を予測することができる。Dillewijn (1952) は品種 POJ2878, McMartin (1979) はマラウイにおける 1966 ~ 1978 年の試験で、品種 NCo310 と NCo376 の茎伸長がロジスティック曲線に従うことを報告しているが、収量予測への応用は十分には検討されていない。

国内では、宮平 (1978) は品種 NCo310 のデータ (1966 ~ 1975 年) を解析し、夏植えは 10 月、株出しは 9 月の茎数と茎長を説明変数にした重回帰分析により最終収量を推定している。また、大内田ら (2015) は、鹿児島県種子島では品種 NiF8 を用いて 9 ~ 11 月の仮茎長と茎数を説明変数に原料茎重を目的変数にした重回帰分析を行い、高い相関関係を認めている。これらの研究から、9 月以降の仮茎長や茎数等の生育調査データの活用による収量予測は可能と考えられる。しかしながら、予測時期の前進化と生産性向上への対策が生産現場から求められているため、更なる検討が必要である。後述する通り、ロジスティック曲線における変曲点の生長速度が式を決定する重要な要因となるため、この時期に収量予測の調査を行えば、予測時期の前進化と予測精度の向上が可能になると考えられる。

本研究では、沖縄県において気象感応試験として長期にわたって調査された生長および収量データを活用して、原料茎重と密接な関係にあることが考えられるサトウキビの茎伸長や原料茎重の推移がロジスティック曲線に従うかを確認する。次に、ロジスティック曲線から導き出される生長速度が最大となる変曲点の出現時期を明らかにする。さらに、出現時期の各調査項目と収穫時の原料茎重との関係を解析することにより、ロジスティック曲線に基づいた最終収量を予測するモデル構築の可能性を検討した。

材料および方法

気象感応試験の栽培と調査方法

本試験は、沖縄県糸満市真壁の沖縄県農業研究センター内における軟岩型普通陸成未熟土(通称ジャーガル)圃場において、品種 Ni15 を用いて行われた。春植えと夏植えは 2004 年、株出しは 2005 年と 2007 年から 2018 年までのデータを使用した。また、灌水区を春植えは 2012 年から、株出しと夏植えは 2013 年から設けて 2018 年まで実施した。灌水量は圃場容水量に達するまで約 30 mm の灌水を適宜行った(比屋根ら, 2018)。各試験区は、畝幅 1.4 m、畝長 7.2 m の 3 畝 (30 m²) を 1 区とし、3 反復とした。

植付け方法は、春植えは 3 月 15 日、夏植えは 8 月 15 日に 2 節苗を 10 アールあたり 2,400 本の栽植密度で植付けた。株出しは、収穫後の 3 月 1 日に根切りを実施した。施肥は、粒状複合肥料 (BB699, 琉球肥料株式会社) を、春植え 120 kg 10a⁻¹、株出し 140 kg 10a⁻¹、夏植え 160 kg 10a⁻¹ として、基肥、中耕そして高培土時に各々 40 %、30 %、30 %に分けて施用した。その他、病虫害防除等の栽培管理はさとうきび栽培指針(沖縄県農林水産部, 2014)に従った。

生育調査は、試験区の中央畝の茎数と仮茎長を毎月 1 日に調査し、茎が形成された後には茎径も測定した。なお、仮茎長は、地表から最上位完全展開葉の肥厚帯までの長さとした。茎径は、仮茎長中央部の節間中央部の芽子に直行する方向の茎を測定した(農林水産省九州農業試験場・鹿児島県農業試験場・沖縄県農業試験場・財団法人甘味資源振興会, 1982; 寺内, 2003)。原料茎重は、10 ~ 1 月までは 3 畝ある試験区の両側の畝から植物体を 10 本採取して一茎重を算出し、中央畝の茎数に乗じて求めた。2 月の原料茎重は、中央畝の原料茎を全て刈り取って収穫時の原料茎重とした。

気象感応試験の原料茎重の調査は 10 月以降に行われ、それ以前のデータはない。そこで、仮茎長、茎径、茎数から仮茎長・茎径・茎数の積算値で求める原料茎体積と仮定の原料茎重(ここでは仮茎体積と呼ぶ)で推定した。仮茎体積は以下の式で求めた。

$$\text{仮茎体積 (m}^3 \text{ 10a}^{-1}\text{)} = \text{仮茎長 (m)} \times \pi \times (\text{茎径 (m)} / 2)^2 \times \text{茎数 (本 / 10a)}$$

ロジスティック曲線の基本的構造

ロジスティック曲線の一般式は以下のように示される (Hunt, 1982; 守谷ら, 1996)。

$$Y = A / (1 + B \cdot \exp^{-Kt})$$

ここで、Y:生育量、A:最大生育量、B:(A-Y₀)/Y₀、Y₀:初期値、K:生長係数、t:生育時間である。本曲線の特徴は、パラメータ A と K にあり、Y は Y₀ と K で決定される。また、K (t = lnB / K, Y = A / 2) は、ロジスティック曲線の最大生長速度を意味するパラメータである。さらに、この時期に原料茎重を調査し、その値を 2 倍することで収穫時の原料茎重を推定することができる (McMartin, 1979; Hunt, 1982; 守谷ら, 1996)。

各作型における仮茎長と原料茎重のロジスティック曲線への回帰は、春植えは 2012 ~ 2108 年度の灌水区 (n=7) と 2004 ~ 2018 年度の無灌水区 (n=15)、株出しは 2013

～ 2018 年度の灌水区 ($n = 6$) と 2005, 2007 ～ 2018 年度の無灌水区 ($n = 13$), 夏植えは 2013 ～ 2018 年度の灌水区 ($n = 6$) と 2005 ～ 2018 年度の無灌水区 ($n = 14$) を用いた. 本式における 2 個の未定係数 Y_0 と K は Microsoft Excel (Microsoft 社製) のソルバー機能を利用して Y の実測値と推定値の差の 2 乗和が最小となるように決定した (境垣内ら, 2015).

結 果

サトウキビ仮茎長のロジスティック曲線特性

各作型における仮茎長の推移がロジスティック曲線に従うか否かを検証するため, 実測値との関係を図 5-1 に, 解析に用いたロジスティック曲線のパラメータの A , Y_0 , K , 二乗平均平方根誤差 (RMSE) と相関係数 (r) を表 5-1 に示した.

春植えの灌水区と無灌水区における植付けから収穫日までの仮茎長のロジスティック曲線の推定値は, 気象感応試験において各月の始めに調査された実測値の平均値との間に各々 $r = 0.99$ と相関が高く, 良く一致した. 変曲点は, 灌水区が植付け 150 日後の 8 月 12 日, 無灌水区は植付け 160 日後の 8 月 22 日に出現した (図 5-1). なお, ロジスティック曲線のパラメータと RMSE は, 灌水区が $A = 2.15$ m, $Y_0 = 0.02$ m, $K = 0.032$, RMSE = 0.04 m, 無灌水区は $A = 1.97$ m, $Y_0 = 0.03$ m, $K = 0.027$, RMSE = 0.04 m であった (表 5-1).

株出しにおけるロジスティック曲線で求めた仮茎長の推定値は, 春植えと同様に灌水区, 無灌水区ともに $r = 0.99$ と各月の平均値と良く一致した. 株出しにおける変曲点は, 両区ともに株出し後 140 日の 7 月 19 日に認められた (図 5-1). ロジスティック曲線のパラメータと RMSE は, 灌水区が $A = 2.22$ m, $Y_0 = 0.05$ m, $K = 0.028$, RMSE = 0.05 m, 無灌水区は $A = 2.12$ m, $Y_0 = 0.05$ m, $K = 0.028$, RMSE = 0.06 m であった (表 5-1).

夏植えにおける仮茎長のロジスティック曲線の推定値は, 各処理区において各月の平均値との間に各々 $r = 0.99$ と高い相関関係を示したものの, 春植えや株出しとは異なる傾向を示した. つまり, 植付けから 220 日の生育初期と, 220 日から収穫までの期間の 2 つの曲線に分けられた. 夏植えにおける変曲点は, 両処理区ともに生育初期は植付け 120 日後, 220 日以降は植付け 300 日後 (6 月 11 日) に認められた (図 5-1). ロジスティック曲線のパラメータと RMSE は, 生育初期は $A = 0.9$ m, $Y_0 = 0.05$ m, $K = 0.030$, RMSE = 0.04 m, 灌水区が $A = 3.17$ m, $Y_0 = 0.006$ m, $K = 0.022$, RMSE = 0.03 m, 無灌水区は $A = 3.05$ m, $Y_0 = 0.02$ m, $K = 0.018$, RMSE = 0.04 m であった (表 5-1).

サトウキビ原料茎重のロジスティック曲線特性

各作型における原料茎重の推移を実測値の得られた 10 月以降のデータを用いて検討した. その結果, いずれも仮茎長と同様にロジスティック曲線に従うことが推定された (図 5-2). 原料茎重の変曲点は, 春植えは両処理区ともに植付け 180 日後 (9 月

11日)と推定された。株出しにおける灌水区の最大生長速度は、株出し処理後140日(7月19日)、無灌水区は120日(6月29日)に出現するものと推定された。夏植えの変曲点は、灌水区が植付け360日後(8月10日)、無灌水区は植付け300日後(6月11日)に出現するものと推定された。よって、原料茎重の変曲点の発生日は、仮茎長と比較して春植えの灌水区は30日、無灌水区は20日遅く、株出しの灌水区は同日、無灌水区は20日早く、夏植えの灌水区は60日遅く、無灌水区は同日であった(表5-2)。

原料茎重におけるロジスティック曲線のパラメータ、RMSEと r は、春植えの灌水区が $A = 6.35 \text{ t } 10\text{a}^{-1}$ 、 $Y_0 = 0.0000024 \text{ t } 10\text{a}^{-1}$ 、 $K = 0.083$ 、 $\text{RMSE} = 0.05 \text{ t } 10\text{a}^{-1}$ 、 $r = 0.99$ ($P < 0.001$)、無灌水区は $A = 5.81 \text{ t } 10\text{a}^{-1}$ 、 $Y_0 = 0.00043 \text{ t } 10\text{a}^{-1}$ 、 $K = 0.054$ 、 $\text{RMSE} = 0.09 \text{ t } 10\text{a}^{-1}$ 、 $r = 0.97$ ($P < 0.001$)、株出しの灌水区が $A = 6.89 \text{ t } 10\text{a}^{-1}$ 、 $Y_0 = 0.20 \text{ t } 10\text{a}^{-1}$ 、 $K = 0.025$ 、 $\text{RMSE} = 0.23 \text{ t } 10\text{a}^{-1}$ 、 $r = 0.87$ ($P < 0.05$)、無灌水区は $A = 5.70 \text{ t } 10\text{a}^{-1}$ 、 $Y_0 = 0.50 \text{ t } 10\text{a}^{-1}$ 、 $K = 0.020$ 、 $\text{RMSE} = 0.05 \text{ t } 10\text{a}^{-1}$ 、 $r = 0.99$ ($P < 0.001$)、そして、夏植えの灌水区は $A = 14.99 \text{ t } 10\text{a}^{-1}$ 、 $Y_0 = 0.00024 \text{ t } 10\text{a}^{-1}$ 、 $K = 0.032$ 、 $\text{RMSE} = 0.11 \text{ t } 10\text{a}^{-1}$ 、 $r = 0.98$ ($P < 0.001$)、無灌水区は $A = 12.01 \text{ t } 10\text{a}^{-1}$ 、 $Y_0 = 0.036 \text{ t } 10\text{a}^{-1}$ 、 $K = 0.020$ 、 $\text{RMSE} = 0.14 \text{ t } 10\text{a}^{-1}$ 、 $r = 0.94$ ($P < 0.01$)であった(表5-1)。

生育期間中の変曲点前後の各測定項目と収穫時の原料茎重との相関関係

求めたロジスティック曲線の変曲点の出現時期前後(6～10月)の仮茎長、茎径、茎数と収穫時の原料茎重との r を表5-3に示した。春植え灌水区の原料茎重は、9～10月の茎数との間に $r = 0.70$ ($P < 0.05$)～ 0.86 ($P < 0.01$)、無灌水区のそれは10月の仮茎長との間に $r = 0.55$ ($P < 0.05$)、6～10月の茎数との間に $r = 0.50$ ($P < 0.05$)～ 0.78 ($P < 0.001$)と有意な相関関係を示した。株出し灌水区の原料茎重は、7～10月の仮茎長と茎数の間にそれぞれ $r = 0.71$ ($P < 0.05$)～ 0.96 ($P < 0.001$)、 $r = 0.82$ ($P < 0.05$)～ 0.93 ($P < 0.001$)、10月の茎径との間に $r = 0.76$ ($P < 0.05$)、無灌水区のそれは8～10月の仮茎長との間に $r = 0.58$ ($P < 0.05$)～ 0.67 ($P < 0.01$)、6～10月の茎数との間に $r = 0.56$ ($P < 0.05$)～ 0.80 ($P < 0.01$)と有意な相関関係が認められた。夏植えの灌水区の原料茎重は10月と7月の茎径との間にそれぞれ $r = 0.74$ ($P < 0.05$)と 0.85 ($P < 0.01$)、7月の茎数との間に $r = 0.86$ ($P < 0.01$)、無灌水区のそれは7～10月の仮茎長と茎径との間にそれぞれ $r = 0.82$ ～ 0.86 (いずれも $P < 0.001$)、 $r = 0.59$ ($P < 0.05$)～ 0.64 ($P < 0.01$)と正の有意な相関が認められた。

仮茎長、茎径、茎数の積で表す生育量と収穫時の原料茎重との関係を検討したところ、春植えは9～10月で灌水区は $r = 0.88$ ($P < 0.01$)～ 0.91 ($P < 0.001$)、無灌水区は $r = 0.73$ ～ 0.80 (それぞれ $P < 0.001$)と正の有意な相関関係であった。株出しは8～10月の灌水区は $r = 0.92$ ($P < 0.01$)～ 0.98 ($P < 0.001$)、無灌水区は $r = 0.70$ ($P < 0.01$)～ 0.89 ($P < 0.001$)と正の有意な相関関係を示した。夏植えの灌水区は6～7月で $r = 0.78$ ($P < 0.05$)～ 0.82 ($P < 0.01$)、無灌水区は6～10月で $r = 0.84$ ～ 0.90 (それぞれ $P < 0.001$)と正の相関関係が認められた(表5-3)。

仮茎体積と収穫時の原料茎重との関係は、春植え 9 ～ 10 月の灌水区は $r = 0.86 \sim 0.90$ ($P < 0.001$)、無灌水区は $r = 0.69$ ($P < 0.01$) ～ 0.77 ($P < 0.001$) と正の有意な相関関係であった。株出し 8 ～ 10 月の灌水区は $r = 0.91$ ($P < 0.01$) ～ 0.96 ($P < 0.001$)、無灌水区は $r = 0.68$ ($P < 0.01$) ～ 0.84 ($P < 0.001$) と正の相関を示した。夏植えの灌水区は 6 ～ 7 月と 10 月では $r = 0.91 \sim 0.89$ (いずれも $P < 0.01$)、 0.74 ($P < 0.05$)、無灌水区は 6 ～ 10 月では $r = 0.84 \sim 0.90$ (いずれも $P < 0.001$) と高い正の相関関係が認められた (表 5-3)。

表 5-3 では、高い r が認められた仮茎長・茎径・茎数の生育量と仮茎体積を用いて、収穫時の原料茎重を予測する単回帰分析による一次方程式を灌水区と無灌水区に分けて表 5-4 にまとめた。

考 察

本研究では、沖縄県農業研究センターで実施した気象感応試験の調査データを活用して、ロジスティック曲線に基づいた最終収量予測モデルの構築の可能性を検討した。

まず、茎伸長のロジスティック曲線への適合性について考察する。各作型における仮茎長の推移はロジスティック曲線に近似した (図 5-1)。これは、西ジャワにおける POJ2878 (Dillewijn, 1952) やマラウイにおける NCo310 と NCo376 (McMartin, 1979) の結果と一致している。よって、沖縄本島中南部のジャーガル地域で、品種 Ni15 を対象としたサトウキビの茎伸長特性はロジスティック曲線に従い、本特性を活用すれば仮茎長の推移が推定可能である。過去の気象感応試験では、茎長は原料茎重との間に高い相関関係を認められている (大城, 1996)。このことから、ロジスティック曲線はサトウキビの茎伸長特性を表しているとともに、原料茎重の推定の可能性を示していると考えられた。

各作型における仮茎長のロジスティック曲線で求められた伸長速度は、春植えと株出しは単頂曲線、夏植えは 2 頂曲線であった (図 5-1)。春植えと株出しでは植付けや株出し管理と収穫の期間、夏植えは生育期間の 12 ～ 4 月において平年値で $17.0 \sim 21.4$ °C (気象庁, 2021) と低温に遭遇する。そのため、春植えと株出しの生長速度は単頂、夏植えは 2 頂となる (宮里, 1986)。このような夏植えの 2 頂曲線はモーリシャス、ペルー、ハワイ等の国々でも報告され、夏季と冬季が交互にやってくる地域で観察される (Dillewijn, 1952)。

次に、ロジスティック曲線の原料茎重への適合性について考察する。気象感応試験で原料茎重の測定値がある 10 月以降のデータを用いて、各作型における原料茎重の推移を比較検討したところ、ロジスティック曲線は 10 月以降の実測値に対し近似できた (図 5-2)。そこで、得られたロジスティック曲線から原料茎重推定の可能性を検討した。

ロジスティック曲線に基づいた最終収量予測モデルの構築には、収穫時の原料茎重の推定をどの時期のデータに基づいて実施するかが重要な課題となる。本研究では、

ロジスティック曲線を決定する変曲点は、春植えは9月中旬、株出しの灌水区は7月中旬、無灌水区は6月下旬、そして夏植えの灌水区は8月上旬、無灌水区は6月中旬に出現した(図5-2, 表5-2). 宮平(1978)はNCo310のデータ(1966~1975年)を解析し、夏植えは10月、株出しは9月の茎数と茎長を説明変数にした重回帰分析により最終収量を予測している. また、大内田ら(2015)は種子島でNiF8を用いて、9~11月の茎数と仮茎長を説明変数とした重回帰分析により原料茎重を推定している. これらの研究と比較した最適な調査時期は、春植えは同時期だが、株出しと夏植えは本研究が早かった. 従って、作型によっては従来の研究と比べて早い時期の生育調査データを用いて収穫時の原料茎重を推定することが可能である.

ロジスティック曲線は変曲点をもち、この時期に原料茎重を調査し、その値を2倍することで収穫時の原料茎重を推定できる(McMartin, 1979; Hunt, 1982; 守谷ら, 1996). 本研究における全作型の両処理区における変曲点は、気象感応試験で原料茎重の測定が行われる10月以前に出現した(図5-2, 表5-2). しかし、その期間は原料茎重の実測値が無いので、図5-2のみの結果で原料茎重の推定時期を判断することは不十分である. さらに、仮茎長のロジスティック曲線の変曲点出現時期は、原料茎重のそれと比較して株出し灌水区、夏植え無灌水区は同時期だが、他では原料茎重のそれよりも早い(表5-2). そこで、収穫時の原料茎重と変曲点出現前後の各月における各測定項目との単相関関係を検討すると、春植えは9~10月、株出しは8~10月の仮茎長・茎径・茎数、夏植えの灌水区は6~7月、無灌水区は6~10月の仮茎体積との r が最も高かった(表5-3).

各作型別の変曲点前後の測定項目と収穫時の原料茎重との相関関係を検討すると、春植えは9~10月における仮茎長・茎径・茎数の r が高く、図5-2から判断した原料茎重の推定時期の9~10月と一致した. また、原料茎重への各測定項目の制限要因を検討すると、灌水区の9~10月、無灌水区の6~10月の茎数との r は仮茎長や茎径との r と比較して高かった(表5-3). このことから、春植えは茎数が原料茎重に大きく影響を及ぼしており、表5-2における変曲点出現時期の違いはこのことを示している.

これに対し、夏植え無灌水区は茎数よりも仮茎長や茎径との r が高いことから、茎伸長が原料茎重に大きく影響している. 表5-2において、無灌水区の仮茎長と原料茎重の変曲点出現時期が合致するのはこのためであると考えられる. 夏植え灌水区については、仮茎長のロジスティック曲線は6月中旬に最大伸長速度を示し(図5-1)、原料茎重のそれと異なる(表5-2). また、7月の茎径や茎数との間に高い r を示している(表5-3). これらのことから、夏植えでの原料茎重の推定時期は6~7月が適していると考えられる.

春植えと夏植えの中間の生育を示す株出しの原料茎重は茎数と仮茎長の両方の影響を受けた. 茎数の r は8月に最も高く、仮茎長のそれは生育が進むに従い高くなった(表5-3). 仮茎長のロジスティック曲線の変曲点は7月中旬に出現した(図5-1). これ

らのことから、株出しでは 8 月が原料茎重の推定に適していると考えられる。以上より、仮茎長や原料茎重のロジスティック曲線における変曲点の出現時期を考慮し、仮茎長、茎径、茎数の生育調査データを活用した収穫時の原料茎重の推定が可能である。

表 5-4 に仮茎長・茎径・茎数や仮茎体積を用いた収量予測式を単回帰分析による一次方程式をまとめた。本式を用いることにより原料茎重を予測することが可能である。しかし、宮平 (1978) や大内田ら (2015) は重回帰分析を行うことにより、高い相関関係を報告している。この点について、第 6 章で環境要因を含めた重回帰分析による原料茎重の推定精度向上の可能性を検討する。

境垣内ら (2015) は、飼料用サトウキビで積算気温によるゴンペルツ曲線を用いた乾物収量の推定を試みたところロジスティック曲線よりも推定精度が高いことを報告した。ここで、ロジスティック曲線の K は変曲点を中心に左右対称となるのに対し、ゴンペルツ曲線の K は非相対となる。Dillewijn (1952) は、フロリダのキャナルポイントで各種および品種の生長速度は平均的に左右対称なのに対し、パナマ運河地域のサンミットでは非相対であり、その原因として日長の相違が影響していることを報告している。境垣内ら (2015) の研究も鹿児島県熊毛地域 (種子島) で飼料用サトウキビを用いた結果であり、本研究とは品種や試験地が異なる。この点については、サトウキビの品種や地域の違いでロジスティック曲線による適合性が異なることが予想されるため、今後の検証が必要である。

本研究では、無灌水区の各作型における仮茎長・茎径・茎数や仮茎体積と収穫時の原料茎重との関係において、夏植え > 株出し > 春植えの順番で r が低下した (表 5-3)。作型別では春植えが他の作型と比べて台風や干ばつ等の自然災害の影響を受けやすい (宮里, 1986)。これは、6 ~ 9 月の時期の生産構造の違いが、収穫時の収量との相関関係に影響を及ぼしていると考えられる。つまり、夏植えは最大生長速度が出現する 7 月までに沖縄の夏季の気象条件下で旺盛な生育ができる生産構造、特に高い葉面積指数 (LAI) が確保されている。また、株出しでは春植えと較べて残存株の貯蔵養分を用いた活発な初期生育により、最大生長速度の出現時期である 8 月の生産構造が春植えと異なることが推察される。このように、最大生長速度の出現期における生産構造の違いが収量予測の精度に違いをもたらすものと考えられる。

野瀬 (1984) は、沖縄の夏季におけるサトウキビ群落において、 $33 \sim 60 \text{ g m}^{-2} \text{ day}^{-1}$ の個体群生長速度 (CGR) を達成する LAI は 4.0 ~ 5.7 であることを報告している。また、夏植えの栽植密度試験では、畝間 135 cm として株間を 40 cm と 20 cm (密植) した圃場では、6 ~ 8 月の CGR は、島尻マーヅ土壤圃場で $45 \text{ g m}^{-2} \text{ day}^{-1}$ 、ジャーガルで $50 \text{ g m}^{-2} \text{ day}^{-1}$ という活発な生育を観察している。この CGR は、乾物率を 30 % (宮里, 1986) として生重ベースにした生長に換算すると、150 と $166 \text{ g m}^{-2} \text{ day}^{-1}$ に相当し、6 ~ 8 月の 90 日間のバイオマス生産は $13.5 \sim 14.9 \text{ t } 10\text{a}^{-1}$ と評価される。このようなバイオマス生産力は、原料茎の割合を 80 % とすると $10.8 \sim 11.2 \text{ t } 10\text{a}^{-1}$ の原料茎がこの時期に生産されることになる。つまり、沖縄におけるサトウキビ栽培のポイントは、6

～ 8月の時期に如何に十分な LAI を確保し、夏季の気象条件を生かした生産力を活用することにある。すなわち、梅雨明け時の LAI は収量に大きく影響を与え、変曲点が出現する以前の栽培管理を徹底し、群落光合成を高く発揮させることで高い収量を確保できると考えられる。

LAI の確保を通じた原料茎重を高める栽培管理として灌水が考えられる (井上, 2018)。本研究でも灌水の実施により、仮茎長や原料茎重のロジスティック曲線の K は高まり (表 5-1)、変曲点の違いも見受けられた (図 5-1, 図 5-2)。灌水区における仮茎長・茎径・茎数や仮茎体積と収穫時の原料茎重との r も無灌水区と比較して高まっている (表 5-3)。このことは、ロジスティック曲線の最大生長速度が現れる前の適切な灌水の実施が重要であることを示している。他にも、株出し管理の早期実施 (新里, 2014)、施肥窒素量 (井上, 2018)、多収性品種 (服部ら, 2018) 等が考えられる。このような生育初期の栽培管理の実施により LAI の確保を通して原料茎重が増加することができる。

以上より、サトウキビの各作型において、ロジスティック曲線の生育特性への適合と、変曲点が出現する時期の仮茎長、茎径、茎数の調査データに基づいた収量予測が可能であることが明らかになった。本研究は、沖縄本島中南部のジャーガル地域に対応したもので、品種 Ni15 を対象としている。今後は、品種、土壌、地域の違いも考慮したモデルを検討する必要がある。

摘 要

気象感応試験で得られた調査データを活用して、ロジスティック曲線に基づいたサトウキビ収量予測モデルを検討した。各作型における仮茎長の推移はロジスティック曲線に従った。仮茎長のロジスティック曲線の変曲点は、春植えの灌水区は植付け 150 日後、無灌水区は 160 日後、株出しは両処理区ともに株出し 140 日後に出現した。夏植えの仮茎長に関しては、植付けから 220 日までと、それ以降から収穫日までの 2 つの曲線に分割され、変曲点は両処理区ともに前者は植付け 120 日後、後者は植付け 300 日後であった。10 月以降の実測値から求めた原料茎重のロジスティック曲線では、原料茎重の変曲点は、春植えでは両処理区ともに植付け 180 日後、株出しでは灌水区は 140 日後、無灌水区は 120 日後、夏植えの灌水区は 360 日後、無灌水区は 300 日後に出現することが推定された。各月の測定項目と収穫時の原料茎重の単相関関係を検討した結果、春植えは 9 ～ 10 月、株出しは 8 ～ 10 月、夏植えの無灌水区は 6 ～ 10 月の仮茎長・茎径・茎数の r が最も高かった。夏植え灌水区では 6 ～ 7 月の仮茎体積と原料茎重の r が高かった。以上より、ロジスティック曲線における変曲点の出現時期を考慮した各月の仮茎長、茎径、茎数を用いることにより最終収量の予測が可能である。

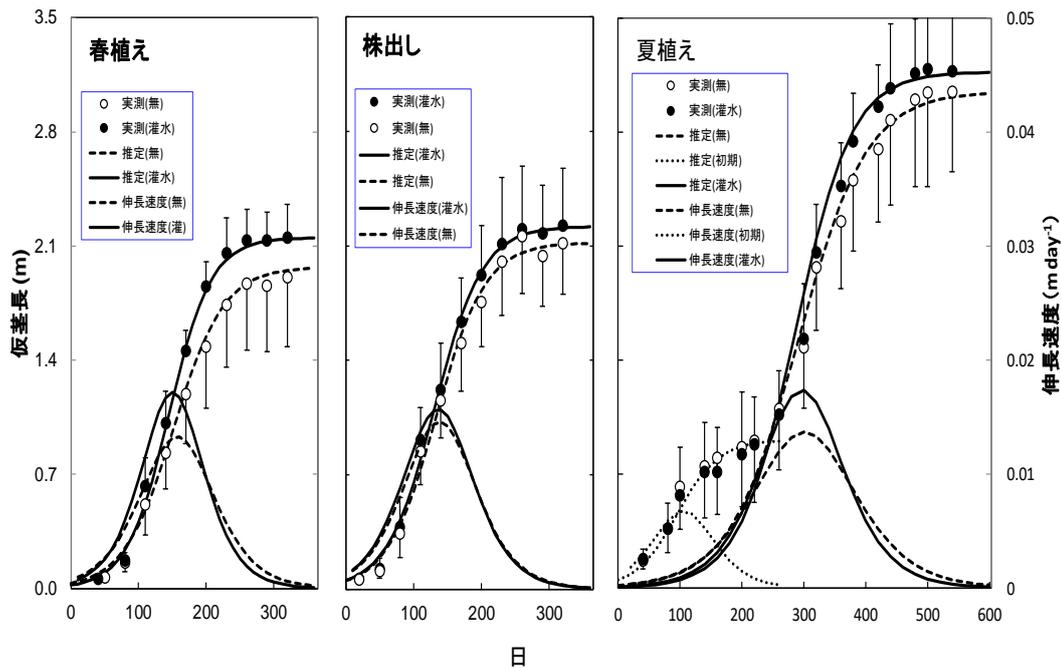


図 5-1. 灌水の有無によるロジスティック曲線で求めた作型別の仮茎長と伸長速度の推移。

注：●は灌水区，○は無灌水区．実測値は平年値，

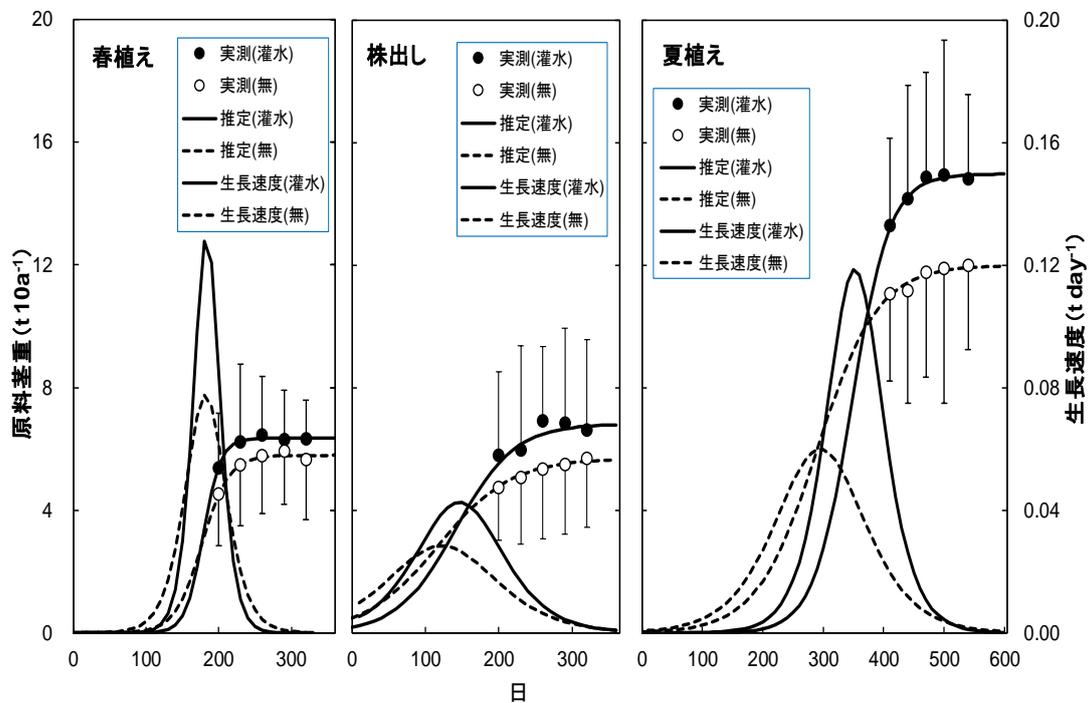


図 5-2. 灌水の有無によるロジスティック曲線で求めた作型別の原料茎重と生長速度の推移。

注：●は灌水区，○は無灌水区．実測値は平年値，

表 5-1. 灌水の有無による各作型におけるロジスティック曲線の最大生育量 (A), 初期値 (Y₀) 生長係数 (K) と実測値との二乗平均平方根誤差 (RMSE), 相関係数 (r).

作型	処理区	仮茎長(m)					原料茎重(t 10a ⁻¹)				
		A	Y ₀	K	RMSE	r	A	Y ₀	K	RMSE	r
春植え	灌水	2.15	2.03E-02	3.24E-02	0.04	0.99***	6.35	2.38E-06	8.26E-02	0.05	0.99***
	無	1.97	3.19E-02	2.66E-02	0.04	0.99***	5.81	4.27E-04	5.39E-02	0.09	0.97***
株出し	灌水	2.22	5.30E-02	2.84E-02	0.05	0.99***	6.89	2.00E-01	2.55E-02	0.23	0.87*
	無	2.12	5.15E-02	2.76E-02	0.06	0.99***	5.70	4.96E-01	1.97E-02	0.05	0.99***
夏植え	初期	0.91	4.78E-02	3.02E-02	0.04	0.99***	—	—	—	—	—
	灌水	3.17	5.78E-03	2.16E-02	0.03	0.99***	14.99	2.44E-04	3.18E-02	0.11	0.98***
	無	3.05	1.61E-02	1.80E-02	0.04	0.99***	12.01	3.61E-02	1.99E-02	0.14	0.94**

注：—はデータなし。*, **, ***は 5, 1, 0.1%水準で各々有意。夏植えの初期とは植付け～220日まで、灌水と無処理区は220日～収穫日まで。

表 5-2. 作型の違いによる変曲点出現時期の相違.

作型	処理区	仮茎長	原料茎重
春植え	灌水	8月12日	9月11日
	無	8月22日	9月11日
株出し	灌水	7月19日	7月19日
	無	7月19日	6月29日
夏植え	灌水	6月11日	8月10日
	無	6月11日	6月11日

表 5-3. 収穫時の原料茎重と各月の測定項目との相関係数 (r).

作型	月	仮茎長		茎径		茎数		仮茎長x茎径x茎数		仮茎体積	
		灌水	無	灌水	無	灌水	無	灌水	無	灌水	無
春植え	6	0.33	0.21	—	—	0.09	0.50 *	—	—	—	—
	7	0.26	0.16	—	—	-0.10	0.57 *	—	—	—	—
	8	0.27	0.26	—	—	0.37	0.69 **	—	—	—	—
	9	0.33	0.47	0.26	0.22	0.70 *	0.72 **	0.88 **	0.73 ***	0.86 ***	0.69 **
	10	0.53	0.55 *	0.14	0.10	0.86 **	0.78 ***	0.91 ***	0.80 ***	0.90 ***	0.77 ***
株出し	6	0.63	0.44	—	—	0.29	0.69 **	—	—	—	—
	7	0.71 *	0.40	—	—	0.85 **	0.70 **	—	—	—	—
	8	0.88 **	0.58 *	-0.03	0.11	0.93 ***	0.72 **	0.98 ***	0.82 ***	0.96 ***	0.79 ***
	9	0.96 ***	0.59 *	0.50	-0.02	0.82 *	0.56 *	0.92 **	0.70 **	0.91 **	0.68 **
	10	0.94 ***	0.67 **	0.76 *	0.06	0.89 **	0.80 ***	0.97 ***	0.89 ***	0.96 ***	0.84 ***
夏植え	6	0.17	0.70	0.48	0.12	0.57	-0.10	0.78 *	0.88 ***	0.91 **	0.88 ***
	7	0.26	0.83 ***	0.85 **	0.64 **	0.86 **	0.32	0.82 **	0.83 ***	0.89 **	0.86 ***
	8	0.37	0.83 ***	0.53	0.60 *	0.56	0.29	0.67	0.86 ***	0.66	0.84 ***
	9	0.40	0.86 ***	0.67	0.59 *	0.07	0.17	0.52	0.86 ***	0.59	0.88 ***
	10	0.31	0.82 ***	0.74 *	0.62 *	0.57	0.32	0.64	0.90 ***	0.74 *	0.90 ***

注：*, **, ***は各々5, 1そして0.1%水準で統計的に有意. 解析には, 春植えは2012～2108年度の灌水区 (n=7), 2004～2018年度の無灌水区 (n=15), 株出しは2013～2108年度の灌水区 (n=6), 2005, 2007～2018年度の無灌水区 (n=13), 夏植えは2013～2108年度の灌水区 (n=6), 2005～2018年度の無灌水区 (n=14) のデータを使用した. 仮茎体積 (m³ 10a⁻¹) = 仮茎長 (m) x π x (茎径 (m) / 2)² x 茎数 (本 / 10a). —はデータなし.

表 5-4. 各月の調査項目から求めた原料茎重の予測式.

作型	月	仮茎長x茎径x茎数(X ₁)		仮茎体積(X ₂)	
		灌水	無	灌水	無
春植え	9	Y _w =0.030X ₁ -2.325	Y _w =0.021X ₁ +0.742	Y _w =1.396X ₂ -1.037	Y _w =1.001X ₂ +1.241
	10	Y _w =0.018X ₁ +0.069	Y _w =0.016X ₁ +1.312	Y _w =0.976X ₂ +0.310	Y _w =0.861X ₂ +1.439
株出し	8	Y _w =0.027X ₁ -1.237	Y _w =0.021X ₁ +0.399	Y _w =1.388X ₂ -1.161	Y _w =1.022X ₂ +0.793
	9	Y _w =0.023X ₁ -1.305	Y _w =0.016X ₁ +1.064	Y _w =1.611X ₂ -0.662	Y _w =0.824X ₂ +1.374
	10	Y _w =0.020X ₁ -1.216	Y _w =0.021X ₁ -0.666	Y _w =0.967X ₂ -0.277	Y _w =1.017X ₂ +0.075
夏植え	6	Y _w =0.025X ₁ +1.957	Y _w =0.037X ₁ -4.086	Y _w =1.409X ₂ +1.002	Y _w =1.729X ₂ -3.574
	7	Y _w =0.020X ₁ +2.224	Y _w =0.021X ₁ +1.180	Y _w =0.976X ₂ +2.322	Y _w =0.923X ₂ +1.652
	8	—	Y _w =0.022X ₁ -0.635	—	Y _w =0.879X ₂ +1.756
	9	—	Y _w =0.023X ₁ -1.190	—	Y _w =1.006X ₂ +0.202
	10	—	Y _w =0.025X ₁ -2.450	Y _w =0.642X ₂ +6.512	Y _w =1.061X ₂ -0.265

注：解析には, 春植えの灌水区は2012～2018年度 (n=7), 2004～2018年度 (n=15), 株出しの灌水区は2013～2018年度 (n=6), 無灌水区は2005, 2007～2018年度 (n=13), 夏植えの灌水区は2013～2018年度 (n=6), 無灌水区は2005～2018年度 (n=14) のデータを使用した. Y_wは原料茎重 (t 10a⁻¹), X₁は仮茎長 (m) x 茎径 (m) x 茎数 (本 / 10a), X₂は仮茎体積 (m³ 10a⁻¹) = 仮茎長 (m) x π x (茎径 (m) / 2)² x 茎数 (本 / 10a). —はデータなし.

第 6 章 気象感応試験データと積算蒸発散量を用いた重回帰分析による原料茎重の予測

緒 言

第 5 章では、気象感応試験で得られた生育調査データを活用して、仮茎長、原料茎重の推移をロジスティック曲線で近似することができた。さらに、原料茎重の生長曲線の変曲点である春植えの 9 月中旬、株出しの灌水区の 7 月中旬、無灌水区の 6 月下旬、そして夏植えの灌水区は 8 月上旬、無灌水区は 6 月中旬を含む時期の調査項目を用いたサトウキビ収量予測の可能性を指摘した。収量予測時期の前進化と生産性向上への対策は生産現場から求められており、より詳細な検討が必要である。

サトウキビの収量予測については、宮平 (1978) が品種 NCo310 のデータ (1966 ~ 1975 年) を解析し、夏植えは 10 月、株出しは 9 月の茎数と茎長を説明変数にした重回帰分析により最終収量を推定した。また、大内田ら (2015) は、鹿児島県種子島で品種 NiF8 を用いて 9 ~ 11 月の仮茎長と茎数を説明変数とし、原料茎重を目的変数にした重回帰分析を行い、高い相関関係を述べている。これらの研究から、仮茎長や茎数等の複数の生育調査データを用いた重回帰分析による収量予測が有効である。

サトウキビの収量にとって生育期間中の気象要因は大きな影響を及ぼす。各作物における気象要因と収量構成要素との関係を重回帰分析で明らかにした研究は、水稻 (小林・長田, 2018)、大豆 (山根・国分, 2016)、大麦 (浜地・吉田, 1989)、カンショ (田中ら, 2018) 等の多くの研究がある。飼料用サトウキビでは生育期間中の積算気温による乾物生産量の推移をゴンベルツ曲線で示すことを指摘している (境垣内ら, 2015)。また、第 4 章において積算蒸発散量 (ΣE_{Te}) が地上部乾物重と密接に関係していることが明らかになった。このことから、気象要因が収量に影響を及ぼすことが推察される。本研究では、沖縄県で気象感応試験として長期にわたって調査された生育および収量データを活用して、重回帰分析による収量予測の可能性を検討した。

材料および方法

気象感応試験の栽培と調査方法

本試験の栽培と調査方法は第 5 章と同様である。概要を説明すると、沖縄県農業研究センター内の軟岩型普通陸成未熟土 (通称ジャーガル) 圃場において、品種 Ni15 を用いて、春植えと夏植えは 2004 年、株出しは 2005 ~ 2018 年まで、灌水区の春植えは 2012 年、株出しと夏植えは 2013 年から設けて 2018 年まで実施した。灌水量は圃場容水量に達するまで約 30 mm の灌水を適宜行った (比屋根ら, 2018)。各試験区は、畝幅 1.4 m、畝長 7.2 m の 3 畝 (30 m²) を 1 区とし、3 反復とした。

植付け方法は、春植えは 3 月 15 日、夏植えは 8 月 15 日に 2 節苗を 10 アールあたり

2,400本植付けた。株出しは、収穫後の3月1日に根切りを実施した。施肥は、粒状複合肥料(BB699, 琉球肥料株式会社)を、春植え120 kg 10a⁻¹, 株出し140 kg 10a⁻¹, 夏植え160 kg 10a⁻¹として、基肥, 中耕そして高培土時に各々40%, 30%, 30%に分けて施用した。その他, 病害虫防除等の栽培管理はさとうきび栽培指針(沖縄県農林水産部, 2014)に従った。

生育調査は、試験区の中央畝の茎数と仮茎長を毎月1日に調査し、茎が形成された後には茎径を測定した。なお、仮茎長は、地表から最上位完全展開葉の肥厚帯までの長さとした。茎径は、茎の節間中央部を芽子に直行する方向で測定した。原料茎重は、10~1月までは3畝ある試験区の両側の畝から植物体を5本採取して一茎重を算出し、中央畝の茎数に乗じて求めた。2月の原料茎重は、中央畝の原料茎を全て刈り取って収穫時の原料茎重とした。

気象感応試験における原料茎重の調査は10月以降に行われるため、それ以前のデータは存在しない。そこで、仮茎長、茎径と茎数を用いた原料茎重(ここでは仮茎体積と呼ぶ)を以下の式で求めた。

$$\text{仮茎体積 (m}^3 \text{ 10a}^{-1}\text{)} = \text{仮茎長 (m)} \times \pi \times (\text{茎径 (m)} / 2)^2 \times \text{茎数 (本 10a}^{-1}\text{)}$$

各測定項目と原料茎重との重回帰分析はMicrosoft Excelで行った。重回帰分析における説明変数間の多重共線性の有無については、トレランスとVIF(Variance Inflation Factor, 分散拡大係数)を用いて検証した。これらは、重回帰分析で推定された偏回帰係数の分散について、多重共線性により生じる増加程度を示す指標である。トレランスとVIFは以下の式により求めた。

$$\text{トレランス} = 1 - R^2, \text{ VIF} = 1 / (1 - R^2)$$

ここで、R²は説明変数間の相関係数の平方である。一般に、トレランス < 0.1, VIF > 10となる場合には多重共線性が疑われる。

積算蒸発散量 (ΣETe) の算出方法

ETeは、タンクモデルにMakkink(1957)の提案した日射法を組み合わせ、土壌水分量の影響を加味した水収支モデルで推定した(比屋根ら, 印刷中)。本モデルは、太田・凌(1990), 太田ら(1992, 1995)が提案したタンクモデルを基本型とし、蒸発散孔は日射法に土壌水分量の影響を加味して水収支の各孔を求めるように改良した(比屋根ら, 印刷中)。改良タンクモデルの各設置高さは、浸透孔は圃場容水量, 毛管上昇孔は毛管連絡切断含水量の水分恒数, 表面流出孔は全孔隙率を目安として設定した(太田・凌, 1990)。水分恒数は、太田ら(1995)に従い、それぞれの体積含水率や全孔隙率と対応する土層厚との積によって水深(mm)で表現した。

ETeは基準蒸発散量(ET₀)に作物係数を乗じて算出される。作物係数は作物の種類, 生育時期や土壌水分量によって異なる(例えばAllen *et al.*, 1998)。しかし、本試験では時期の異なる新植や株出しで1年栽培したため、過去の研究例を参考に時期別に適切な作物係数を当てはめることが難しい。そこで、土壌水分量の影響が反映されるよう

に以下の方法で ETe を算出した。

$$ETe = ET_0 \times K_{csw}$$

ここで、 ET_0 は Makkink (1957) の提案した日射法を採用した。日射法を採用したのは、沖縄県宮古島と本島南部地域で熱収支ボーエン比法による ET の測定と ETe の推定を検討したところ日射法の推定精度が高かったことが理由である (比屋根ら, 2004; 比屋根, 2008)。 K_{csw} は土壌水分量の低下に対応し、サトウキビ葉身の水ポテンシャルの低下とともに気孔コンダクタンスや蒸散速度が低下すること (Du *et al.*, 1996) を考慮した係数で、土壌水分量が圃場容水量 pF 1.8 (SW = 132 mm) は 1、初期しおれ点 pF 3.5 (SW = 119 mm) では 0 となる以下の方法で求めた。

$$K_{csw, j+1} = 0.0769 \times SW_{1, j} - 9.1538$$

各タンク孔の高さと係数は、土層 1 の表面流出 152 mm と 0.3、浸透水孔 132 mm と 0.6、土層 2 の浸透水孔 127 mm と 0.7、毛管上昇孔 123 mm と 0.1 であった。この方法で推定した土壌水分量の誤差は、前報 (比屋根ら, 2018) での検証の結果、許容範囲内であった。

ETe と土壌水分量の推定には、試験場所から北西に 10.7 km 離れた沖縄地方気象台 (北緯 26 °13', 東経 127 °41') の観測値を用いた。

結 果

変曲点前後の仮茎長、茎径、茎数と ΣETe を変数とした重回帰分析による収穫時の原料茎重の予測

春植えの各作型における仮茎長、茎径、茎数と ΣETe を説明変数とした重回帰分析による収穫時の原料茎重の予測式を表 6-1 に示した。灌水区における両者の関係は、9 ~ 10 月では $r = 0.891$ ($P < 0.01$) ~ 0.956 ($P < 0.001$) と有意であった。さらに、説明変数に ΣETe が加わると $r = 0.925$ ($P < 0.05$) ~ 0.958 ($P < 0.001$) と高まった。測定項目別では、9 月の茎径と茎数ではそれぞれ 5%水準で有意であった。無灌水区における両者の関係は、9 ~ 10 月では $r = 0.763$ ~ 0.827 (いずれも $P < 0.001$) と有意であった。さらに、説明変数に ΣETe が加わると $r = 0.804$ ~ 0.871 (いずれも $P < 0.001$) とそれぞれ高まった。測定項目別では、9 ~ 10 月の茎数と説明変数に ΣETe が加わった場合の 9 ~ 10 月の茎数でそれぞれ 5%水準で有意であった。

株出しの各作型における仮茎長、茎径、茎数と ΣETe を説明変数とした重回帰分析による収穫時の原料茎重の予測式を表 6-2 に示した。灌水区における両者の関係は、8 ~ 10 月では $r = 0.966$ ~ 0.995 (いずれも $P < 0.001$) と有意であった。さらに、説明変数に ΣETe が加わると $r = 0.970$ ~ 1.000 (いずれも $P < 0.001$) と高まった。測定項目別では、10 月の仮茎長と茎数、説明変数に ΣETe が加わった場合は、8 月の仮茎長、茎径と ΣETe はそれぞれ 5%水準で有意であった。無灌水区における両者の関係は、8 ~ 10 月では $r = 0.716$ ($P < 0.01$) ~ 0.890 ($P < 0.001$) であった。さらに、説明変数に ΣETe が

加わると $r = 0.741$ ($P < 0.01$) ~ 0.916 ($P < 0.001$) と高まった。測定項目別では、10月の仮茎長、8月と10月の茎数ではそれぞれ有意であった。

夏植えの各作型における仮茎長、茎径、茎数と ΣETe を説明変数とした重回帰分析による収穫時の原料茎重の予測式を表 6-3 に示した。灌水区における両者の関係は、6～8月では $r = 0.744$ ($P < 0.05$) ~ 0.986 ($P < 0.001$) であった。説明変数に ΣETe が加わると、有意な期間は6～10月と拡がり $r = 0.951 \sim 0.999$ (いずれも $P < 0.001$) と高まった。測定項目別では6月の仮茎長において有意であった。無灌水区における両者の関係は、6～10月では $r = 0.866 \sim 0.934$ (いずれも $P < 0.001$) と高かった。説明変数に ΣETe が加わった場合も $r = 0.867 \sim 0.958$ (いずれも $P < 0.001$) と高い相関を維持した。測定項目別では、6～10月の仮茎長と茎径、6月と10月の茎数、説明変数に ΣETe が加わった場合は6～10月の仮茎長、8～10月の茎径、6月と8～10月の茎数、そして9月の ΣETe でそれぞれ有意であった。

重回帰分析における説明変数間の多重共線性の有無については、全ての調査項目でトレランスは 0.1 以上、VIF は 10 以下となったため多重共線性はなかった (表 6-4)。

変曲点前後の仮茎長・茎径・茎数と ΣETe を変数とした重回帰分析による収穫時の原料茎重の予測

春植えにおける仮茎長・茎径・茎数で表す生育量と ΣETe を変数とした収穫時の原料茎重との関係を表 6-5 に示した。灌水区の9～10月の生育量は、 $r = 0.958$ 、9月と10月の生育量と ΣETe はそれぞれ $r = 0.917$ と $r = 0.916$ (いずれも $P < 0.001$) と高い相関関係が認められた。無灌水区の9～10月の生育量は $r = 0.800$ 、9月と10月の生育量と ΣETe はそれぞれ $r = 0.740$ 、 $r = 0.809$ (いずれも $P < 0.001$) と灌水区よりも低かった。

株出しにおける仮茎長・茎径・茎数で表す生育量と ΣETe を変数とした収穫時の原料茎重との関係を表 6-6 に示した。灌水区の8～9月、9～10月の生育量との関係ではそれぞれ $r = 0.981$ 、 $r = 0.980$ (それぞれ $P < 0.001$)、8～10月の生育量と ΣETe との関係では $r = 0.916 \sim 0.984$ (それぞれ $P < 0.001$) と高い相関関係が認められた。無灌水区の8～9月、9月と10月の生育量と ΣETe との関係ではそれぞれ $r = 0.829$ 、 $r = 0.904$ (それぞれ $P < 0.001$)、8～10月の生育量と ΣETe との関係では $r = 0.831$ 、 0.732 、 0.901 (9月は $P < 0.01$ 、8月と10月は $P < 0.001$) と高い相関関係が認められた。

夏植えにおける仮茎長・茎径・茎数で表す生育量と ΣETe を変数とした収穫時の原料茎重との関係を表 6-7 に示した。灌水区の6～7月、7～8月、8～9月、9～10月の生育量との関係はそれぞれ $r = 0.836$ ($P < 0.01$)、 $r = 0.821$ 、 $r = 0.713$ 、 $r = 0.724$ (それぞれ $P < 0.05$)、6～10月の生育量と ΣETe との関係は $r = 0.907$ 、 0.864 (それぞれ $P < 0.01$)、 0.925 、 0.931 、 0.957 (それぞれ $P < 0.001$) と高い相関関係が認められた。無灌水区の6～7月、7～8月、8～9月、9～10月の生育量は収穫時の原料茎重との間にそれぞれ $r = 0.957$ 、 $r = 0.887$ 、 $r = 0.877$ 、 $r = 0.915$ (それぞれ $P < 0.001$)、6～10月

のそれと ΣETe との関係では $r=0.919, 0.866, 0.923, 0.936, 0.913$ (それぞれ $P<0.001$) と高い相関関係が認められた。

重回帰分析における説明変数間の多重共線性の有無については、全ての調査項目でトレランスは 0.1 以上、VIF は 10 以下となり多重共線性はなかった (表 6-5 ~ 表 6-7)。

変曲点前後の仮茎体積と ΣETe を変数とした重回帰分析による収穫時の原料茎重の予測

複数月の仮茎体積を変数とした重回帰分析による収穫時の原料茎重の予測式と r を表 6-8 ~ 6-10 に示した。春植え灌水区の 9 ~ 10 月との関係は、 $r=0.957$ 、9 月と 10 月の仮茎体積と ΣETe との関係は、それぞれ $r=0.901, r=0.924$ (いずれも $P<0.001$) と高かった。無灌水区の 9 ~ 10 月は $r = 0.809$ 、9 月と 10 月の仮茎体積と ΣETe との関係は $r = 0.742$ 、10 月は $r = 0.810$ (いずれも $P < 0.001$) と灌水区よりも低かった (表 6-8)。

株出し灌水区の仮茎体積との r は、8 ~ 9 月、9 ~ 10 月ではそれぞれ $r = 0.966, r = 0.962$ (いずれも $P < 0.001$)、8 ~ 10 月の仮茎体積と ΣETe は $r = 0.989, r = 0.908, r = 0.961$ (9 月は $P < 0.01$ 、他は $P < 0.001$) と高かった。無灌水区における 8 ~ 9 月、9 ~ 10 月の仮茎体積との r は $r = 0.793, r = 0.840$ (いずれも $P < 0.001$)、8 ~ 10 月の仮茎体積と ΣETe のそれは $r = 0.792, r = 0.699, r = 0.839$ (9 月は $P < 0.01$ 、他は $P < 0.001$) と灌水区よりも低かった (表 6-9)。

夏植え灌水区の仮茎体積との r は、6 ~ 7 月、7 ~ 8 月、9 ~ 10 月では $r = 0.940, r = 0.889$ (それぞれ $P < 0.001$)、 $r = 0.794$ ($P < 0.05$)、6 ~ 10 月の仮茎体積と ΣETe との関係は $r = 0.965, r = 0.900, r = 0.950, r = 0.928, r = 0.941$ (7 月は $P < 0.01$ 、他は $P < 0.001$) と高かった。無灌水区の仮茎体積による r は 6 ~ 7 月、7 ~ 8 月、8 ~ 9 月、9 ~ 10 月では $r = 0.956, r = 0.935, r = 0.904, r = 0.939$ (それぞれ $P < 0.001$)、6 ~ 10 月の仮茎体積と ΣETe は $r = 0.906, r = 0.996, r = 0.985, r = 0.990, r = 1.000$ (それぞれ $P < 0.001$) と高い r を維持した (表 6-10)。

重回帰分析における説明変数間の多重共線性の有無については、夏植え灌水区の 8 ~ 9 月を除く全ての調査項目でトレランスは 0.1 以上、VIF は 10 以下となり多重共線性はなかった (表 6-8 ~ 6-10)。

考 察

本研究では、沖縄県で気象感応試験として長期にわたって調査された生長および収量データと、気象データから算出した気象要因の総合指標となる ΣETe を活用して、重回帰分析による収量予測を検討した。

第 5 章では、ロジスティック曲線で明らかとなった生長曲線の変曲点付近の仮茎長、

茎径と茎数を説明変数とした単相関式から原料茎重を推定する可能性を示した。具体的には、仮茎長・茎径・茎数の春植え9月の灌水区は $r=0.88$ ($P<0.01$)、無灌水区は $r=0.73$ ($P<0.001$)、株出し灌水区の8月は $r=0.98$ ($P<0.001$)、無灌水区は $r=0.82$ ($P<0.001$)、仮茎体積の夏植え6～7月の灌水区は $r=0.89\sim 0.91$ (いずれも $P<0.001$)、無灌水区は $r=0.86\sim 0.88$ といずれも有意であった (表 5-3)。この結果は、宮平 (1978) が品種 NCo310 のデータ (1966～1975年) を解析し、茎数と茎長を説明変数にした重回帰分析により最終収量を推定し、夏植えは10月で $r=0.89$ 、株出しは9月で $r=0.98$ の結果や、大内田ら (2015) は、鹿児島県種子島で品種 NiF8 を用いて9～11月の仮茎長と茎数を説明変数とし、原料茎重を目的変数にした重回帰分析を行った春植えの $r=0.82\sim 0.88$ 、株出しの $r=0.90\sim 0.95$ と比較して、春植えの収量予測時期は同程度、株出しと夏植えのそれは若干早く、 r は灌水区と同程度で無灌水区は低かった。

これに対し、本研究において各作型別に複数月や ΣETe を用いて重回帰分析を行った結果は、春植えの仮茎長・茎径・茎数の灌水区は $r=0.92\sim 0.96$ と高く、無灌水区の仮茎長・茎径・茎数や仮茎体積では $r=0.74\sim 0.81$ と単相関式と比較して r は高まった (表 6-5, 表 6-8)。株出しの r は、仮茎長・茎径・茎数の8～9月、9～10月、8月と ΣETe で灌水区は $r=0.98$ 、無灌水区では $r=0.83\sim 0.90$ と単相関と同等以上に高かった (表 6-6)。夏植えでは、灌水区の仮茎体積と ΣETe で解析した6～10月の $r=0.90\sim 0.97$ 、無灌水区は複数月の仮茎体積で解析した $r=0.90\sim 0.96$ と若干高まった (表 6-10)。

本研究では春植えと株出しで灌水区と無灌水区に分けて解析することにより r は灌水区が無灌水区よりも高まった (表 6-1～6-2, 表 6-5～6-6, 表 6-8～6-9)。このことから、土壌の水分状態はサトウキビ収量予測に大きな影響を及ぼすことが推察された。また、夏植えの重回帰分析では、 ΣETe を説明変数に加えることにより r はさらに高まった。特に、灌水区の8～10月は顕著である (表 6-7)。この時期は高温で日射量も高くサトウキビにとって最も生育が旺盛な時期である (宮里, 1986; 野瀬, 1984)。土壌水分がサトウキビ生育の制限要因となりやすい環境では、灌水の実施と ΣETe は重要な環境要因になると推察される。

以上より、第5章のロジスティック曲線で明らかとなった変曲点の出現時期である、春植えの9月中旬、株出し灌水区の7月中旬、無灌水区の6月下旬、そして夏植え灌水区の8月上旬、無灌水区の6月中旬を含む前後の月の仮茎長、茎径、茎数の生育調査データと気象データから算出した ΣETe を活用した重回帰分析を行うことにより従来の報告よりも早い時期に高い精度で収量予測が可能であることを明らかにした。収量予測に必要な生育調査データは、春植えは9～10月、株出しは7～8月、夏植えは6～8月の仮茎長、茎径、茎数である。蒸発散量の推定は日射法を採用したため、主に気温と日射量の気象観測値が入手できれば可能である。なお、本モデルは、沖縄本島中南部のジャーガル地域に対応し、品種 Ni15 を対象としたものである。今後は、

品種，土壤，地域の違いを検討する必要がある。

摘 要

気象感応試験で実施した生育調査データと気象データから算出した ΣETe を用いて、ロジスティック曲線で明らかとなった変曲点である、春植えの 9 月中旬，株出し灌水区の 7 月中旬，無灌水区の 6 月下旬，そして夏植え灌水区の 8 月上旬，無灌水区の 6 月中旬を含む時期における重回帰分析による原料茎重の予測を行った。仮茎長・茎径・茎数や仮茎体積を説明変数とする重回帰分析で収穫時の原料茎重を推定すると，各調査項目を個別で検討した場合と比較して r は高かった。さらに，説明変数に ΣETe を加えて推定すると，各作型の r は高まった。以上より，ロジスティック曲線における変曲点の出現時期の各調査形質と ΣETe を用いて重回帰分析を行えば，従来よりも早く，高い精度で収穫時の原料茎重を予測することが可能である。

表 6-1. 春植えにおける仮茎長，茎径，茎数と ΣETe を変数とした重回帰分析による収穫時の原料茎重の予測式.

処理	月	原料茎重 ($t 10a^{-1}$) = $a_1X_1 + a_2X_2 + a_3X_3 + a_4X_4 + \text{切片}$					r	P
		偏回帰係数 (標準偏回帰係数)						
		a_1 (仮茎長)	a_2 (茎径)	a_3 (茎数)	a_4 (ΣETe)	切片		
灌水	9	1.93	642 *	1.51E-03 *	—	-24.01	0.956	***
		(0.158)	(0.655)	(0.982)	—			
	10	3.02	207	7.73E-04	—	-10.20	0.891	**
		(0.283)	(0.146)	(0.727)	—			
無	9	2.03	610	1.43E-03	2.60E-03	-23.65	0.958	***
		(0.166)	(0.622)	(0.927)	(0.097)			
	10	-0.58	116	1.54E-03	-1.78E-02	1.01	0.925	***
		(-0.055)	(0.082)	(1.452)	(-0.694)			
無	9	1.76	-18.2	8.44E-04 *	—	-3.07	0.763	***
		(0.267)	(-0.019)	(0.641)	—			
	10	1.52	-87.8	7.45E-04 *	—	-0.32	0.827	***
		(0.292)	(-0.073)	(0.680)	—			
9	0.53	53.9	7.99E-04 *	1.05E-02	-7.35	0.804	***	
	(0.081)	(0.056)	(0.606)	(0.322)				
10	0.45	38.7	8.25E-04 *	9.98E-03	-7.22	0.871	***	
	(0.086)	(0.032)	(0.753)	(0.345)				

注：解析には灌水区は 2012 ～ 2018 年度 (n = 7), 2004 ～ 2018 年度 (n = 15) のデータを用いた。*, **, ***は 5, 1 そして 0.1 %水準で有意。—はデータなし。

表 6-2. 株出しにおける仮茎長，茎径，茎数と ΣETe を変数とした重回帰分析による収穫時の原料茎重の予測式.

処理	月	原料茎重 ($t 10a^{-1}$) = $a_1X_1 + a_2X_2 + a_3X_3 + a_4X_4 + \text{切片}$					r	P
		偏回帰係数 (標準偏回帰係数)						
		a_1 (仮茎長)	a_2 (茎径)	a_3 (茎数)	a_4 (ΣETe)	切片		
灌水	8	4.56	119	9.46E-04	—	-11.05	0.973	***
		(0.466)	(0.057)	(0.583)	—			
		13.02	186	-5.98E-04	—	-13.34		
	9	(1.201)	(0.067)	(-0.301)	—		0.966	***
		6.76 *	9.68	7.38E-04 *	—	-12.75		
		(0.613)	(0.004)	(0.462)	—			
	10	10.43 *	2,320 *	2.46E-04	5.20E-02 *	-83.82	1.000	***
		(1.066)	(1.112)	(0.151)	(0.97)			
		12.75	399	-6.24E-04	4.94E-03	-19.67		
	9	(1.176)	(0.143)	(-0.314)	(0.105)		0.970	***
		6.68	50.7	7.24E-04	7.05E-04	-13.83		
		(0.606)	(0.022)	(0.454)	(0.018)			
無	8	3.92	136	7.38E-04 **	—	-8.60	0.836	***
		(0.407)	(0.084)	(0.633)	—			
		3.37	183	5.80E-04	—	-8.29		
	9	(0.450)	(0.124)	(0.449)	—		0.716	**
		3.49 *	223	8.41E-04 **	—	-11.86		
		(0.418)	(0.173)	(0.632)	—			
	10	4.86	-131	7.00E-04 *	-1.18E-02	0.89	0.856	***
		(1.133)	(-0.181)	(1.351)	(-0.545)			
		3.67	142	5.70E-04	-1.04E-02	-4.61		
	9	(0.490)	(0.097)	(0.441)	(-0.196)		0.741	**
		4.30 *	-34.7	7.43E-04 **	-1.50E-02	-0.84		
		(0.516)	(-0.027)	(0.559)	(-0.310)			

注：解析には，2005，2007～2018年度の無灌水区 (n=13) と2013～2018年度の灌水区 (n=6)を用いた．*，**，***は5，1そして0.1%水準で有意．—はデータなし．

表 6-3. 夏植えにおける仮茎長，茎径，茎数と ΣETe を変数とした重回帰分析による収穫時の原料茎重の予測式.

処理	月	原料茎重 ($t 10a^{-1}$) = $a_1X_1 + a_2X_2 + a_3X_3 + a_4X_4 + \text{切片}$					r	P
		偏回帰係数 (標準偏回帰係数)						
		a_1 (仮茎長)	a_2 (茎径)	a_3 (茎数)	a_4 (ΣETe)	切片		
灌水	6	10.64 *	2,665	8.43E-06	—	-69.01	0.968	***
		(1.318)	(1.489)	(0.004)				
	7	4.66	3,483	2.18E-04	—	-89.33	0.986	***
		(0.499)	(0.908)	(0.084)				
	8	2.47	543	2.31E-03	—	-30.04	0.744	*
		(0.237)	(0.335)	(0.512)				
	9	-0.51	915	-3.75E-04	—	-2.83	0.678	
		(-0.055)	(0.730)	(-0.095)				
	10	4.23	-975	2.58E-03	—	-6.39	0.701	
		(0.396)	(-0.545)	(1.104)				
	6	9.15 *	2,298	-9.53E-05	6.17E-03	-60.43	0.999	***
		(1.134)	(1.284)	(-0.041)	(0.296)			
	7	5.19	3,935	2.34E-04	-2.95E-03	-100.25	0.990	***
		(0.556)	(1.025)	(0.090)	(-0.151)			
	8	-0.51	801	1.20E-03	1.17E-02	-27.65	0.998	***
		(-0.049)	(0.494)	(0.266)	(0.744)			
	9	4.29	-102	-1.88E-04	1.29E-02	-5.50	0.951	***
		(0.465)	(-0.081)	(-0.048)	(0.896)			
	10	4.84	-486	1.32E-03	1.16E-02	-17.21	0.994	***
		(0.453)	(-0.272)	(0.563)	(0.775)			
無	6	11.42 ***	795 *	1.30E-03 *	—	-40.93	0.866	***
		(1.085)	(0.438)	(0.644)				
	7	6.77 ***	673 *	3.86E-04	—	-22.92	0.919	***
		(0.679)	(0.347)	(0.188)				
	8	6.03 **	548 *	8.90E-04	—	-24.27	0.908	***
		(0.642)	(0.348)	(0.291)				
	9	6.07 **	601 *	9.03E-04	—	-26.51	0.922	***
		(0.671)	(0.372)	(0.306)				
	10	5.61 ***	721 *	1.09E-03 *	—	-30.40	0.934	***
		(0.647)	(0.381)	(0.332)				
	6	11.55 ***	877	1.30E-03 *	-3.07E-03	-41.50	0.867	***
		(1.097)	(0.483)	(0.640)	(-0.073)			
	7	6.73 **	645	4.27E-04	2.13E-03	-23.77	0.920	***
		(0.675)	(0.332)	(0.209)	(0.052)			
	8	5.37 **	574 *	1.38E-03 *	1.13E-02	-35.73	0.934	***
		(0.571)	(0.365)	(0.452)	(0.277)			
	9	5.61 ***	644 *	1.32E-03 *	1.08E-02 *	-37.91	0.958	***
		(0.620)	(0.399)	(0.448)	(0.291)			
	10	5.06 **	817 **	1.18E-03 *	5.33E-03	-36.33	0.943	***
		(0.584)	(0.432)	(0.359)	(0.147)			

注：解析には 2005 ～ 2018 年度の無灌水区 (n=14) と 2013 ～ 2018 年度の灌水区 (n=6) を用いた。*, **, ***は 5, 1 そして 0.1 %水準で有意。—はデータなし。

表 6-4. 表 6-1 ~ 6-3 の各作型における多重共線性の統計量.

作型	月	灌水				無				
		仮茎長	茎径	茎数	ΣETe	仮茎長	茎径	茎数	ΣETe	
春植え	9	仮茎長	-	0.947	1.000	1.000	-	0.991	0.896	0.654
		茎径	1.056	-		0.994	1.009	-	0.884	0.980
		茎数	1.000	1.233	-	0.752	1.116	1.132	-	0.955
		ΣETe	1.000	1.006	1.330	-	1.528	1.020	1.047	-
	10	仮茎長	-	0.887	0.838	0.999	-	0.983	0.842	0.778
		茎径	1.127	-	0.985	0.960	1.017	-	0.959	0.927
		茎数	1.193	1.015	-	0.299	1.187	1.043	-	0.999
		ΣETe	1.001	1.042	3.339	-	1.285	1.079	1.001	-
株出し	8	仮茎長	-	0.928	0.462	1.000	-	0.898	0.945	0.976
		茎径	1.077	-	0.997	0.197	1.113	-	0.974	0.720
		茎数	2.163	1.003	-	0.995	1.058	1.027	-	0.995
		ΣETe	1.000	5.089	1.005	-	1.024	1.389	1.005	-
	9	仮茎長	-	0.798	0.164	0.999	-	0.999	0.897	0.962
		茎径	1.253	-	0.876	0.670	1.001	-	0.913	0.981
		茎数	6.093	1.141	-	0.992	0.112	1.095	-	0.995
		ΣETe	1.001	1.492	1.008	-	1.040	1.019	1.005	-
	10	仮茎長	-	0.488	0.518	0.999	-	0.985	0.815	0.915
		茎径	2.050	-	0.533	0.860	1.016	-	0.991	0.564
		茎数	1.929	1.876	-	0.993	1.226	1.009	-	0.998
		ΣETe	1.001	1.163	1.007	-	1.093	1.773	1.002	-
夏植え	6	仮茎長	-	0.408	0.622	0.993	-	0.995	0.704	0.976
		茎径	2.451	-	0.145	0.877	1.005	-	0.868	0.606
		茎数	1.606	6.875	-	0.835	1.420	1.152	-	0.862
		ΣETe	1.007	1.140	1.198	-	1.024	1.024	1.159	-
	7	仮茎長	-	0.932	0.999	0.972	-	0.859	0.992	0.978
		茎径	1.073	-	0.236	0.488	1.164	-	0.953	0.951
		茎数	1.001	4.239	-	0.501	1.008	1.049	-	0.896
		ΣETe	1.029	2.049	1.997	-	1.023	1.051	1.115	-
	8	仮茎長	-	0.807	1.000	0.920	-	0.784	0.993	0.968
		茎径	1.240	-	0.970	1.000	1.275	-	0.976	0.978
		茎数	1.000	1.031	-	0.919	1.007	1.024	-	0.697
		ΣETe	1.087	1.000	1.088	-	1.033	1.022	1.434	-
	9	仮茎長	-	0.540	0.833	1.000	-	0.740	1.000	0.985
		茎径	1.852	-	0.937	0.752	1.351	-	0.842	0.964
		茎数	1.200	1.067	-	0.996	1.000	1.188	-	0.8
		ΣETe	1.000	1.330	1.004	-	1.015	1.038	1.251	-
10	仮茎長	-	0.985	0.371	0.983	-	0.826	0.999	0.922	
	茎径	1.015	-	0.892	0.578	1.210	-	0.991	0.978	
	茎数	2.696	1.121	-	0.877	1.001	1.009	-	0.982	
	ΣETe	1.017	1.729	1.140	-	1.085	1.022	1.019	-	

相関表の上段はトレランス，下段は分散拡大係数 (VIF) の値.

表 6-5. 春植えにおける各月の仮茎長・茎径・茎数と ΣETe を変数とした重回帰分析による収穫時の原料茎重の予測式.

処理	原料茎重 ($t 10a^{-1}$) = $a_1X_1 + a_2X_2 + \text{切片}$					r	P	多重共線性の統計量		
	各月の仮茎長・茎径・茎数 または積算蒸発散		偏回帰係数 (標準偏回帰係数)					切片	トレランス	VIF
	X_1	X_2	a_1	a_2						
灌水	9	10	1.53E-02 (0.446)	1.16E-02 (0.579)	-2.00	0.958	***	0.450	2.225	
	9	9-ETe	2.61E-02 * (0.760)	9.28E-03 (0.296)	-4.54	0.917	***	0.848	1.180	
	10	10-ETe	2.02E-02 * (1.005)	-3.62E-03 (-0.141)	1.12	0.916	***	0.542	1.846	
無	9	10	4.73E-03 (0.168)	1.31E-02 (0.651)	0.97	0.800	***	0.259	3.855	
	9	9-ETe	1.83E-02 * (0.649)	4.93E-03 (0.152)	-0.83	0.740	***	0.726	1.377	
	10	10-ETe	1.52E-02 ** (0.756)	4.36E-03 (0.151)	-0.67	0.809	***	0.932	1.073	

注：ETe は植付けから各月までの積算蒸発散量。解析には 2004 ～ 2018 年度の無灌水区 ($n = 15$)と 2012 ～ 2108 年度の灌水区 ($n = 7$) を用いた。*, **, ***は 5, 1 そして 0.1 %水準で有意。

表 6-6. 株出しにおける各月の仮茎長・茎径・茎数と ΣETe を変数とした重回帰分析による収穫時の原料茎重の予測式.

処理	原料茎重 ($t 10a^{-1}$) = $a_1X_1 + a_2X_2 + \text{切片}$					r	P	多重共線性の統計量	
	各月の仮茎長・茎径・茎数 または積算蒸発散		偏回帰係数 (標準偏回帰係数)					トランス	VIF
	X_1	X_2	a_1	a_2	切片				
灌水	8	9	2.54E-02 (0.935)	1.22E-03 (0.049)	-1.30	0.981	***	0.141	7.070
	9	10	5.47E-03 (0.222)	1.62E-02 (0.777)	-1.54	0.980	***	0.202	4.961
	8	8-ETe	2.69E-02 ** (0.990)	4.22E-03 (0.079)	-2.86	0.984	***	0.986	1.014
	9	9-ETe	2.26E-02 * (0.916)	-6.28E-04 (-0.013)	-1.03	0.916	***	0.998	1.002
	10	10-ETe	2.04E-02 ** (0.974)	2.42E-04 (0.006)	-1.35	0.975	***	0.997	1.003
	無	8	9	2.83E-02 * (1.092)	-6.90E-03 (-0.297)	0.60	0.829	***	0.313
9		10	-6.58E-03 (-0.284)	2.65E-02 ** (1.139)	-0.55	0.904	***	0.183	5.476
8		8-ETe	2.15E-02 *** (0.829)	-6.49E-03 (-0.134)	2.40	0.831	***	0.310	3.229
9		9-ETe	1.71E-02 ** (0.737)	-1.08E-02 (-0.204)	4.04	0.732	**	0.464	2.153
10		10-ETe	2.07E-02 *** (0.887)	-5.71E-03 (-0.118)	1.58	0.901	***	0.189	5.298

注: ETe は株出しから各月までの積算蒸発散量. 解析には 2005, 2007 ~ 2018 年度の無灌水区 ($n = 13$) と 2013 ~ 2018 年度の灌水区 ($n = 6$) を用いた. *, **, ***は 5, 1 そして 0.1% 水準で有意. - はデータなし.

表 6-7. 夏植えにおける各月の仮茎長・茎径・茎数と ΣETe を変数とした重回帰分析による収穫時の原料茎重の予測式.

処理	原料茎重 ($t 10a^{-1}$) = $a_1X_1 + a_2X_2 + \text{切片}$					r	P	多重共線性の統計量		
	各月の仮茎長・茎径・茎数 または積算蒸発散		偏回帰係数 (標準偏回帰係数)		切片			トレランス	VIF	
	X_1	X_2	a_1	a_2						
灌水	6	7	1.00E-02 (0.299)	1.42E-02 (0.568)	1.14	0.836	**	0.291	3.436	
	7	8	2.16E-02 (0.867)	-1.41E-03 (-0.056)	2.46	0.821	*	0.303	3.304	
	8	9	3.23E-02 (1.279)	-1.34E-02 (-0.660)	1.90	0.713	*	0.142	7.024	
	9	10	1.04 (0.380)	1.43 (0.519)	14.84	0.724	*	0.921	1.085	
	6	6-ETe	1.96E-02 (0.585)	1.05E-02 (0.505)	-2.22	0.907	**	0.853	1.172	
	7	7-ETe	1.47E-02 (0.590)	6.92E-03 (0.354)	0.46	0.864	**	0.577	1.734	
	8	8-ETe	1.18E-02 (0.466)	1.06E-02 * (0.671)	-2.69	0.925	***	0.909	1.100	
	9	9-ETe	7.19E-03 (0.354)	1.13E-02 * (0.788)	-1.28	0.931	***	0.953	1.049	
	10	10-ETe	7.60E-03 (0.454)	1.11E-02 * (0.745)	-5.06	0.957	***	0.947	1.056	
	無	6	7	1.11E-02 *** (0.626)	1.02E-02 ** (0.412)	1.27	0.957	***	0.329	3.042
		7	8	9.15E-03 (0.369)	1.45E-02 * (0.559)	-1.05	0.887	***	0.329	3.038
		8	9	1.23E-02 (0.474)	1.13E-02 (0.420)	-1.43	0.877	***	0.150	6.656
		9	10	8.42E-03 (0.312)	1.75E-02 * (0.632)	-2.95	0.915	***	0.256	3.912
		6	6-ETe	1.69E-02 *** (0.965)	-7.32E-03 (-0.174)	7.95	0.919	***	0.997	1.003
7		7-ETe	2.12E-02 *** (0.856)	1.06E-02 (0.257)	-5.42	0.866	***	0.987	1.013	
8		8-ETe	2.38E-02 *** (0.917)	1.37E-02 * (0.337)	-10.48	0.923	***	0.972	1.028	
9		9-ETe	2.46E-02 *** (0.914)	1.41E-02 ** (0.380)	-12.02	0.936	***	0.978	1.023	
10		10-ETe	2.47E-02 *** (0.893)	5.35E-03 (0.148)	-6.54	0.913	***	0.997	1.003	

注：ETe は植付けから各月までの積算蒸発散量。解析には 2005 ～ 2018 年度の無灌水区 (n = 14) と 2013 ～ 2018 年度の灌水区 (n = 6) を用いた。*, **, ***は 5, 1 そして 0.1%水準で有意。－はデータなし。

表 6-8. 春植えにおける各月の仮茎体積と ΣETe を変数とした重回帰分析による収穫時の原料茎重の予測式.

処理	原料茎重 ($t 10a^{-1}$) = $a_1X_1 + a_2X_2 + \text{切片}$					r	P	多重共線性の統計量	
	各月の仮茎体積 または積算蒸発散		偏回帰係数 (標準偏回帰係数)					トレランス	VIF
	X_1	X_2	a_1	a_2	切片				
灌水	9	10	0.733 (0.450)	0.638 * (0.588)	-1.39	0.957	***	0.522	1.917
	9	9-ETe	1.137 * (0.698)	7.46E-03 (0.320)	-3.51	0.901	***	0.753	1.327
	10	10-ETe	1.348 * (1.243)	-8.69E-03 (-0.402)	3.30	0.924	***	0.269	3.720
無	9	10	0.151 (0.104)	0.800 (0.717)	1.18	0.809	***	0.248	4.029
	9	9-ETe	0.945 * (0.653)	5.58E-03 (0.171)	-0.79	0.742	***	0.818	1.223
	10	10-ETe	0.888 *** (0.795)	1.63E-03 (0.066)	0.81	0.810	***	0.964	1.037

注：仮茎体積 = 仮茎長 $\times \pi \times (\text{茎径} / 2)^2 \times \text{茎数}$. ETe は植付けから各月までの積算蒸発散量. 解析には 2004 ~ 2018 年度の無灌水区 ($n = 15$) と 2012 ~ 2018 年度の灌水区 ($n = 7$) を用いた. *, **, ***は 5, 1 そして 0.1% 水準で有意.

表 6-9. 株出しにおける各月の仮茎体積と ΣETe を変数とした重回帰分析による収穫時の原料茎重の予測式.

処理	原料茎重 ($t 10a^{-1}$) = $a_1X_1 + a_2X_2 + \text{切片}$					r	P	多重共線性の統計量	
	各月の仮茎体積 または積算蒸発散		偏回帰係数 (標準偏回帰係数)					トレランス	VIF
	X_1	X_2	a_1	a_2	切片				
灌水	8	9	1.201 (0.834)	0.181 (0.142)	-1.25	0.966	***	0.158	6.328
	9	10	0.193 (0.151)	0.827 (0.822)	-0.49	0.962	***	0.153	6.551
	8	8-ETe	1.474 ** (1.024)	1.23E-02 (0.228)	-6.15	0.989	***	0.932	1.073
	9	9-ETe	1.162 * (0.908)	1.84E-03 (0.039)	-1.48	0.908	**	1.000	1.000
	10	10-ETe	0.966 ** (0.959)	1.23E-03 (0.031)	-0.97	0.961	***	0.999	1.001
	無	8	9	1.174 (0.908)	-0.160 (-0.131)	0.91	0.793	***	0.206
9		10	-9.41E-02 (-0.077)	1.096 * (0.903)	0.14	0.840	***	0.302	3.310
8		8-ETe	1.020 ** (0.789)	-2.52E-03 (-0.052)	1.60	0.792	***	0.999	1.001
9		9-ETe	0.852 * (0.700)	-9.26E-03 (-0.175)	3.98	0.699	**	0.983	1.017
10		10-ETe	1.025 *** (0.845)	1.35E-03 (0.028)	-0.49	0.839	***	0.948	1.055

注：仮茎体積 = 仮茎長 x π x (茎径 / 2)² x 茎数. ETe は株出しから各月までの積算蒸発散量. 解析には 2005, 2007 ~ 2018 年度の無灌水区 (n = 13) と 2013 ~ 2018 年度の灌水区 (n = 6) を用いた. *, **, ***は 5, 1 そして 0.1 % 水準で有意. - はデータなし.

表 6-10. 夏植えにおける各月の仮茎体積と ΣETe を変数とした重回帰分析による収穫時の原料茎重の予測式.

処理	原料茎重 ($t\ 10a^{-1}$) = $a_1X_1 + a_2X_2 + \text{切片}$					r	P	多重共線性の統計量	
	各月の仮茎体積 または積算蒸発散		偏回帰係数 (標準偏回帰係数)					トレランス	VIF
	X_1	X_2	a_1	a_2	切片				
灌水	6	7	0.856 (0.553)	0.470 (0.428)	0.40	0.940	***	0.305	0.305
	7	8	0.944 (0.860)	3.81E-02 (0.040)	2.22	0.889	***	0.472	2.121
	8	9	1.048 (1.089)	-0.338 (-0.445)	5.32	0.678		0.089	11.2158
	9	10	0.391 (0.514)	0.342 (0.431)	3.05	0.794	*	0.977	1.024
	6	6-ETe	1.126 * (0.727)	7.71E-03 (0.370)	-1.62	0.965	***	0.756	1.323
	7	7-ETe	0.813 (0.740)	4.05E-03 (0.207)	1.31	0.900	**	0.485	2.061
	8	8-ETe	0.488 (0.507)	1.10E-02 * (0.697)	-1.62	0.950	***	0.949	1.054
	9	9-ETe	0.271 (0.357)	1.08E-02 * (0.751)	0.47	0.928	***	0.900	1.111
	10	10-ETe	0.269 (0.418)	1.11E-02 * (0.742)	-2.85	0.941	***	0.933	1.072
	無	6	7	0.410 *** (0.526)	0.586 *** (0.544)	1.35	0.956	***	0.487
7		8	0.575 ** (0.534)	0.515 ** (0.494)	-0.51	0.935	***	0.574	1.742
8		9	0.372 (0.357)	0.668 * (0.586)	-0.20	0.904	***	0.311	3.211
9		10	0.497 * (0.435)	0.647 ** (0.551)	-1.33	0.939	***	0.344	2.910
6		6-ETe	0.775 *** (0.996)	-1.30E-02 (-0.310)	11.48	0.892	***	0.906	1.104
7		7-ETe	0.938 *** (0.871)	8.88E-03 (0.216)	-3.72	0.883	***	0.996	1.004
8		8-ETe	0.916 *** (0.878)	1.19E-02 (0.290)	-6.45	0.891	***	0.985	1.015
9		9-ETe	1.045 *** (0.915)	1.24E-02 ** (0.335)	-9.03	0.943	***	0.990	1.010
10		10-ETe	1.060 *** (0.903)	7.01E-03 (0.194)	-5.79	0.924	***	1.000	1.000

注：仮茎体積 = 仮茎長 $\times \pi \times (\text{茎径} / 2)^2 \times \text{茎数}$. ETe は植付けから各月までの積算蒸発散量. 解析には, 夏植えは 2005 ~ 2018 年度の無灌水区 ($n = 14$) と 2013 ~ 2018 年度の灌水区 ($n = 6$). *, **, ***は 5, 1 そして 0.1% 水準で有意. - はデータなし.

第7章 総合考察

サトウキビにおける蒸発散量と物質生産との関係に基づいて、蒸発散特性から収量を高める方法、目的とする収量を得るための必要水量、水利用効率を高める方法について検討する。さらに、ロジスティック曲線から示されたサトウキビの生育特性に基づいた収量予測の可能性について考察する。最後に、今後の沖縄県におけるサトウキビ生産の安定的な栽培管理方法について提案する。

サトウキビ圃場の蒸発散特性とタンクモデルの適合条件

まず、沖縄県のサトウキビ圃場における蒸発散特性を明らかにするため、宮古島の夏植えと那覇市の春植えで熱収支ボーエン比法を用いて蒸発散量の測定を行った。さらに、基準蒸発散量に作物係数を乗じる方法での蒸発散量の推定の可能性を示した(第2章)。その結果、宮古島の夏植えにおける夏季の作物係数の値が従来の報告例よりも低かった。これは、干ばつによる土壌水分の低下、台風の襲来による群落構造の破損と、夏植えの最終施肥が年内に実施されるため翌年の生育後期には養分が欠乏し、植物体の生理活性が低下したことが要因と考えられた。さらに、沖縄本島南部地域のサトウキビ圃場でも宮古島と同様に作物係数が従来の研究例よりも低かった。これらのことから、現在行われているサトウキビの栽培管理は、蒸発散量を最大限に促すまでには至っていないことが考えられる。Contreras and Ozawa (2005) は、石垣島で硬盤破碎を行うことにより根域を深層域へ広げることによって夏季における高い蒸散速度と作物係数を実現している。このことは、圃場における限りある水資源のサトウキビによる利用促進を促すものであり、栽培環境の改善で重要な要因の一つと考えられる。

次に、サトウキビの生育や蒸発散量に影響を及ぼす土壌水分量の推定方法を確立するため、改良タンクモデル法のサトウキビ圃場への適応条件を検討した(第3章)。試験を実施した沖縄県農業研究センター圃場において、表層から600 mmを有効土層とし、0～300 mm, 300～600 mmの2段のタンクを直列につないだ(図3-2, 4-2)。本モデルが成立するには、深さ600 mm以深からの水の上方移動が無視できること、600 mm以深まで根が伸びないことである。本試験を実施した沖縄県農業研究センターの圃場は作土層を600 mmとして造成されているため、600 mm以深は地盤の均平化による圧密で根が生育することができず、水の上方移動はわずかで無視できる。よって、土壌水分が少なく浸透がない場合は、地表面流亡と下方浸透が起こらないこと、土壌水分が多く浸透がある場合は、ETeとRsとの相関関係が高いことがETeの成立条件となる。したがって、浸透がある場合はETeとRsとの相関関係が高く、浸透がない場合は相関関係の下部に多く分布した(図7-1)。よって、本モデルは適用条件を満たしていると考えられる。

サトウキビ地上部乾物重と蒸発散量との関係

沖縄県糸満市において品種 NiF8 を供試して、植付け時期と収穫時期を変えた栽培を行い、サトウキビ圃場における蒸発散量と地上部乾物重との関係を検討し、気象要因の総合指標として蒸発散量の可能性を検討した (第 4 章). その結果、 ΣETe と DW の関係は、新植はロジスティック曲線、株出しは直線回帰式と両者の関係は異なった (図 4-7). 特に、新植における DW の生育初期の推移は、株出しと比較して緩慢であった (図 4-5, 図 4-6). これは、株出しは新植と較べて残存株の貯蔵養分を用いた初期生育が活発なため、株出しは新植と比較して出芽が速く、茎数が増えて初期の LAI が高まったことが影響したものと推察される. 他にも、7 月新植は 2007 年 9 月 14 日に襲来した台風による葉身裂傷と 11 月中旬の出穂により側芽が多発生したこと、10 月新植は生育初期が低温期であったことも DW の推移に影響したものと考えられる.

サトウキビの初期生育は緩慢で、群落形成に長期間を要することが生産力を制限する要因のひとつとなっている (寺内ら, 1999; 寺内・松岡, 2000). 福澤ら (2008) は、サトウキビ交雑種 KRSp93-30 の初期生長の速さは純同化率 (NAR) が高く、茎根の発達および葉の出現と展開を盛んに行うことが要因であること、NAR は光合成速度と高い相関関係が認められることを報告した. 本研究の全生育期間データを用いた解析では新植と株出しはともに CGR は、平均葉面積指数 (MLAI) よりも NAR との間に高い相関関係が認められた (図 7-2). 土壤水分量の低下に対応し、サトウキビ葉身の水ポテンシャルの低下とともに光合成速度、気孔コンダクタンスや蒸散速度が低下する (Du *et al.*, 1996). 本研究における土壤水分量のほとんどは、圃場容水量から初期しおれ点で推移していた (図 4-4). このことから、土壤水分量の変化が光合成速度に影響を及ぼし、NAR と CGR の高い相関関係が認められた要因であると推察される.

ロジスティック曲線による収量予測と ΣETe と地上部乾物重の関係

第 5 章においてロジスティック曲線に基づいたサトウキビ収量予測モデルを検討した結果、10 月以降の実測値から求めた原料茎重はロジスティック曲線に従った (図 5-2). ロジスティック曲線は初期値 (Y_0), 生長係数 (K , 最大生長速度) と最終値で決定され、変曲点の出現時期で生長速度は最大値となる (McMartin, 1979; Hunt, 1982; 守谷ら, 1996). よって、サトウキビの原料茎重の推移がロジスティック曲線に従うとすれば、 Y_0 と K がわかれば収穫時の原料茎重を予測することができる. しかし、各作型の変曲点の出現時期において原料茎重の実測値を得ることは難しい. そのため、第 6 章では変曲点前後の仮茎長、茎径、茎数を用いて仮茎長・茎径・茎数重や仮茎体積を求めて重回帰分析を行うことにより収穫時の原料茎重を推定した. さらに、第 4 章では ΣETe と地上部乾物重との高い相関関係から (図 4-7), ΣETe はサトウキビの生長において重要な環境要因であることを明らかにした. そこで、重回帰分析の説明変数として ΣETe を加えて検討したところ r はさらに高まった (表 6-5 ~ 6-10). よって、各作型におけるロジスティック曲線の変曲点前後におけるサトウキビの生長は収量を決定するとともに、 ΣETe は重要な環境要因と考えられる.

目的収量を得るための必要水量と水利用効率を高める方法

近年、農業における水の有効利用の重要性が高まるにつれて、蒸発散量と物質生産との因果関係について明らかにされつつある。このことに基づいて、蒸発散量から収量を予測する方法、目的とする収量を得るための必要水量、水利用効率を高める方法の検討がされてきた (桜谷, 1987)。

第5章のサトウキビ圃場における収穫時の乾物重と原料茎重との関係は $r = 0.810$ と 0.1% 水準の高い相関関係を示した (図 7-3)。本研究において、 ΣETe と DW の関係は、新植はロジスティック曲線、株出しは直線回帰式で示された (図 4-7)。このことから、 ΣETe から原料茎重を推定することは十分に可能である。そこで、 ΣETe と原料茎重の関係を検討すると、両者の間に $r = 0.867$ と 0.1% 水準の高い相関関係が認められた (図 7-4)。Thompson (1976) は灌漑がおこなわれたサトウキビの原料茎量と可製糖量は、 ΣET が $1000 \sim 3000 \text{ mm}$ の範囲内で以下の式で表されることを報告している。

$$\text{原料茎重 (t/10a, } \pm 1.51) = 0.00969 \Sigma ET - 0.24 \quad (r = 0.95, n = 91)$$

本報では、 ΣETe が $600 \sim 1800 \text{ mm}$ の結果のため単純な比較は難しいが、灌水区は、原料茎重 = $0.0136 \Sigma ETe - 4.132$ ($n = 18$)、無灌水区は、原料茎重 = $0.0165 \Sigma ETe - 4.371$ ($n = 38$) といずれも 0.1% 水準の直線関係が認められている (図 7-4)。よって、沖縄県のサトウキビ生産において、 ΣETe から原料茎重の予測、さらには必要水量の把握は可能であると考えられる。

なお、原料茎重と ΣET との関係から表される水利用効率については、本研究の一次式の傾きから、灌水区は 0.0136 、無灌水区は 0.0165 、さらに、切片は $3.132 \sim 4.371$ と Thompson (1976) の報告と比較していずれも高い。また、回帰直線と X 軸の交点は地面からの蒸発を示すが (桜谷, 1987)、本研究の図 7-4 から導き出される土面からの蒸発量は $265 \sim 304 \text{ mm}$ と推察される。水利用効率を改善するためには、一次式の傾きを高めることが重要となる。この点については、今後、詳細に検討する必要がある。

宮古島と石垣島の 2019 年度データへのロジスティック曲線の適合

ロジスティック曲線の適合モデルは、沖縄本島中南部のジャーガル地域に対応したもので、品種 Ni15 を対象としている。今後は、品種、土壌、地域の違いも考慮したモデルを検討する必要がある。特に、南北約 1200 km 、東西 1000 km におよぶ広大な亜熱帯条件下でサトウキビが栽培されている沖縄県で (図 1-1)、ロジスティック曲線が沖縄本島中南部以外の地域に適応するか検討する必要がある。そこで、宮古島支所、石垣支所の気象感応試験で品種 NiF8 の仮茎長データを用いたロジスティック曲線の適合性を検討した。栽培管理や調査方法は沖縄県糸満市で行った気象感応試験と一緒である。結果は、各作型でロジスティック曲線の推定値は仮茎長の実測値と良く一致した (図 7-5, 図 7-6)。よって、宮古島、石垣島の異なる品種においても、ロジスティック曲線に従うことがわかった。このことは、ロジスティック曲線に基づいたサトウキ

ビ収量予測モデルの沖縄県全域への適応拡大の可能性を示唆するものである。

台風被害評価への収量予測モデルの活用

現在の台風、干ばつ時の被害調査は、「沖縄県農林水産業災害報告取りまとめ要領」の「農作物の被害推定の仕方」に従って実施している（沖縄県農林水産部，1980）。しかし、当時とは品種構成が異なること、台風による潮風害や干ばつからの回復には品種間差があることが予想されることから、被害程度の評価に疑問が生じている。また、同要領の被害程度についても文章や図による表記のため解釈に個人差が生じやすい。現場からはサトウキビの台風被害評価の改訂が必要とされている。本研究で取り組んだ収量予測モデルも台風被害の影響を十分に考慮されたわけではない。そこで、台風襲来による生育被害が認められた 2013 ～ 2015 年度と 2018 年度の 3 作型の気象感応試験データを用いて、台風被害を受けた場合の収量予測の推定精度を新たに策定した台風被害評価法とともに検討した。その結果、従来の方法（沖縄県農林水産部，1980）で求めた被害予測 $r = 0.552$ ($P < 0.05$) と比較して、第 5 章のロジスティック式を基にした回帰式による収量予測を行い、その値に台風被害率を乗じた方法で求める改良法は $r = 0.964$ ($P < 0.001$) と相関関係は高かった（図 7-7）。よって、台風被害調査で明らかとなった被害率と本研究で確立したロジスティック曲線に基づいた収量予測モデルの実用化が可能となれば台風被害年でも精度の高い収量予測が可能である。

サトウキビの安定的な栽培管理方法についての提案

最後に、サトウキビの安定生産または向上に寄与する栽培管理技術について述べる。第 4 章における ΣETe と DW の関係は、新植はロジスティック曲線、株出しは直線で近似することができ、有意な正の相関関係を認めた。サトウキビ圃場における適切な灌水による土壌環境と作物体の水分状態の制御が重要である。川満ら（2020）は、微気象要因と土壌水分データを用いてサトウキビの蒸散量を推定することによる灌水量と時期を決定するスマート農業の実現の可能性を示した。適切な時期の灌水の実施により、高い土壌水分と気孔コンダクタンスを維持することが、物質生産と水利用効率を高める意味でも重要である。

さらに、第 5 章と第 6 章では、ロジスティック曲線の最大生長速度の変曲点出現期における生長量の違いが収量予測の精度に違いをもたらすことを述べた。春植えの 9 月中旬、株出し灌水区の 7 月中旬、無灌水区の 6 月下旬、そして夏植え灌水区の 8 月上旬、無灌水区の 6 月中旬頃までに LAI を高めることがサトウキビの安定生産、さらには増収のために必要である。その時期までに実施可能な栽培管理としては、前述の灌水（井上，2018）が考えられるが、他にも株出し管理の早期実施（新里，2014）、施肥量や方法（井上，2018）、多収性品種の導入（服部ら，2018）等により、前述の時期までに LAI の生育差が得られる栽培管理を実施することが重要である。これらを実現することによる沖縄におけるサトウキビの安定生産が期待される。

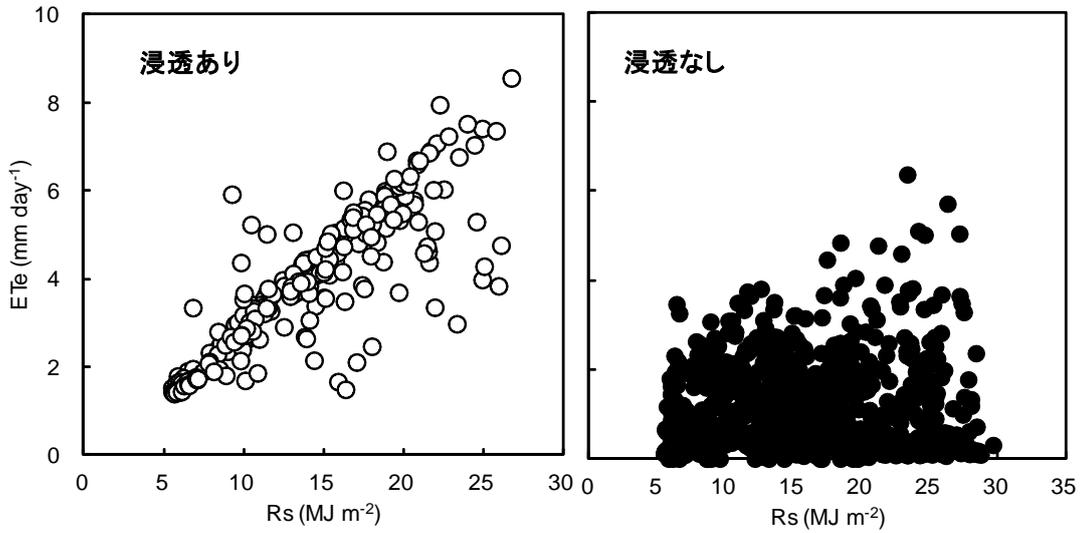


図 7-1. 日射量 (Rs) と ΣETe との関係に及ぼす下方浸透有無の影響.

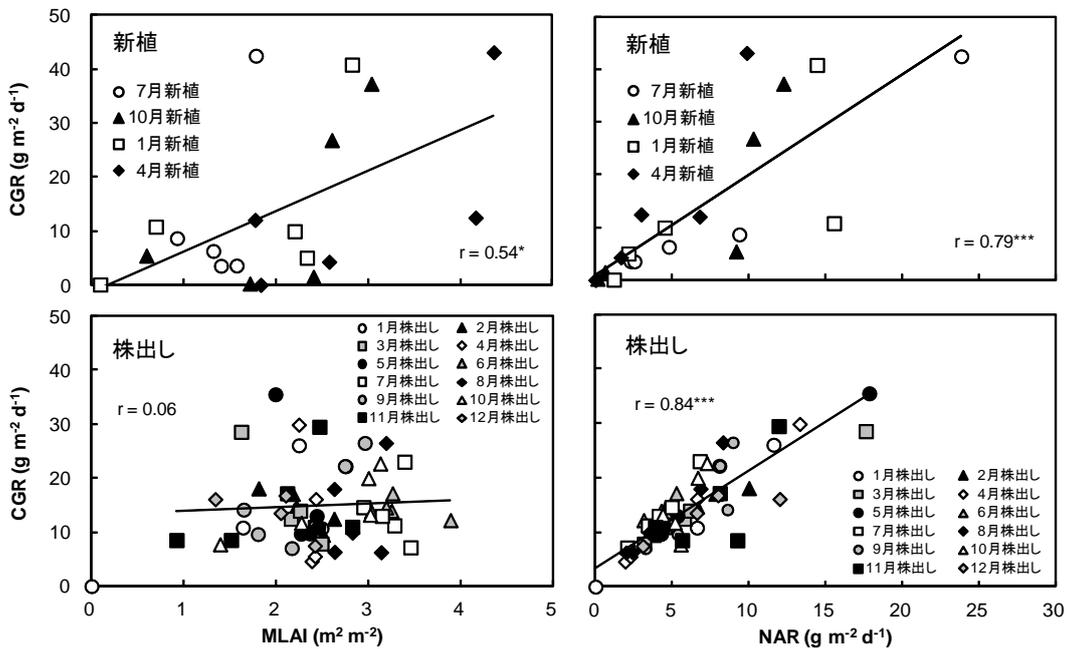


図 7-2. 新植と株出しの個体群生長速度 (CGR) に及ぼす平均葉面積指数 (MLAI) と純同化率 (NAR) の影響.

注: *は 5%水準, ***は 0.1%水準で有意.

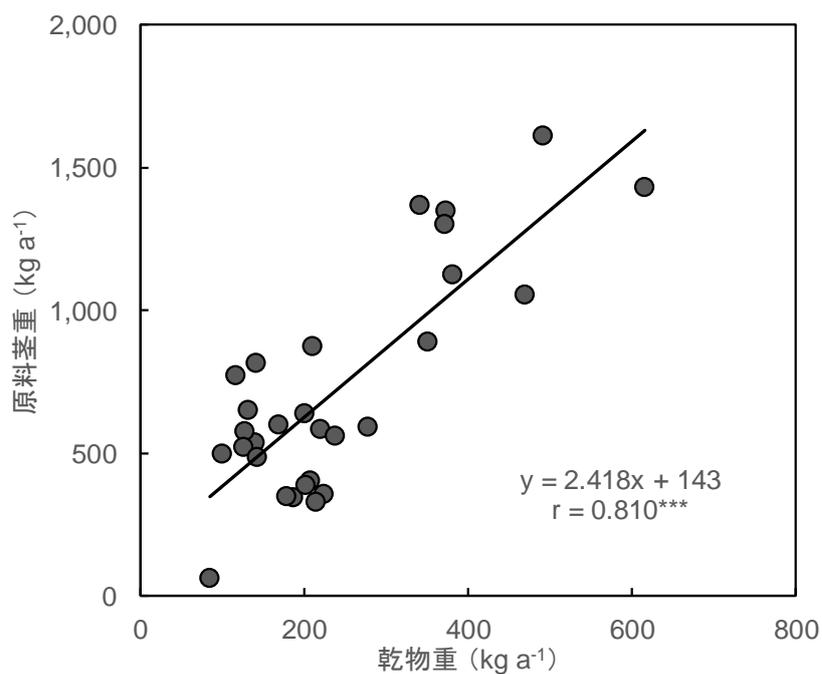


図 7-3. 沖縄県農業研究センターの気象感応試験データを用いた原料茎重と乾物重との関係.

注：台風被害が甚大な 2011 年を省いた.

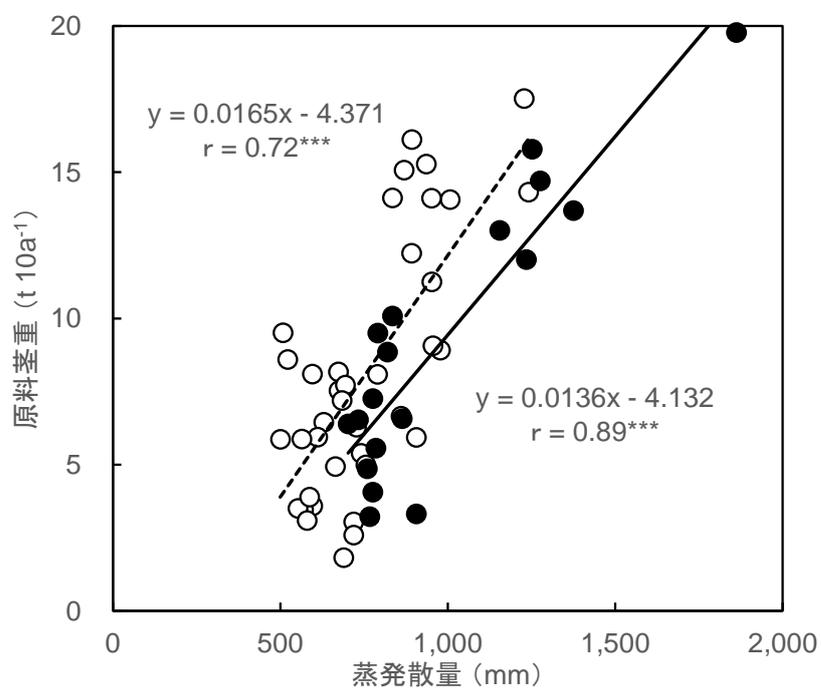


図 7-4. 沖縄県農業研究センターの気象感応試験データを用いた原料茎重と Σ ETe との関係.

注：台風被害が甚大な 2011 年を省いた。●は灌水区，○は無灌水区.

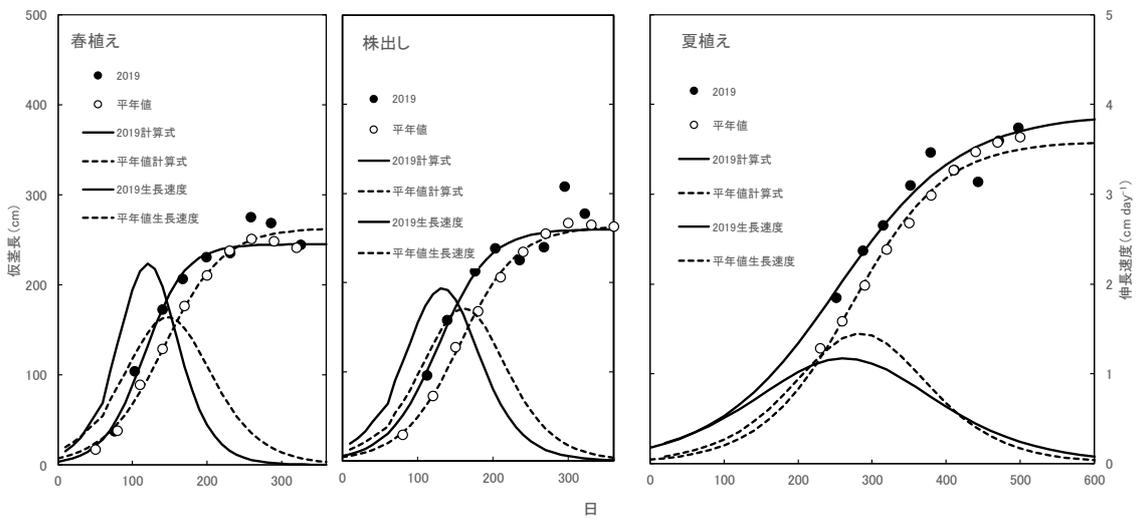


図 7-5. 2019 年度のデータを用いた宮古島におけるロジスティック曲線の仮茎長への適合.

注：●は 2019 年度，○は平年値.

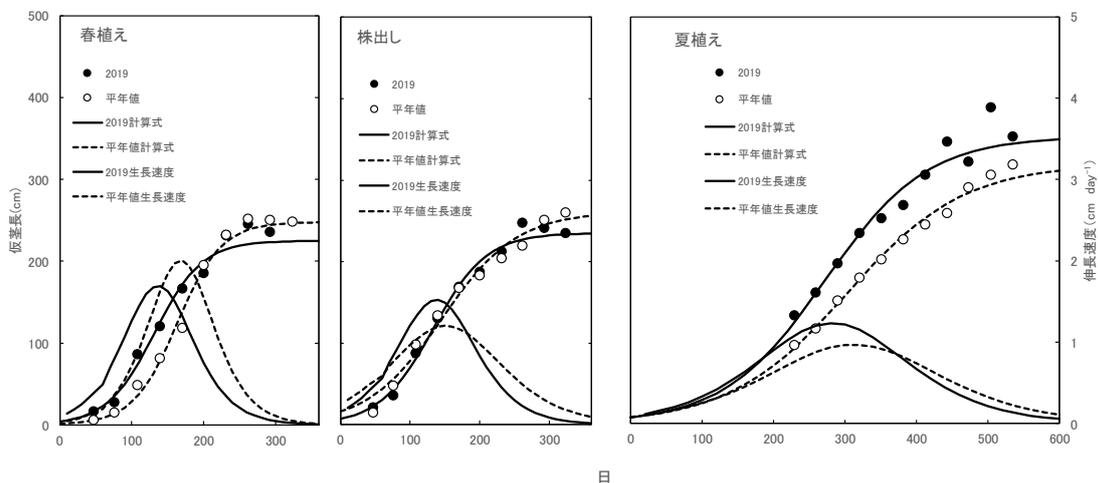


図 7-6. 2019 年度のデータを用いた石垣島におけるロジスティック曲線の仮茎長への適合.

注：●は 2019 年度，○は平年値.

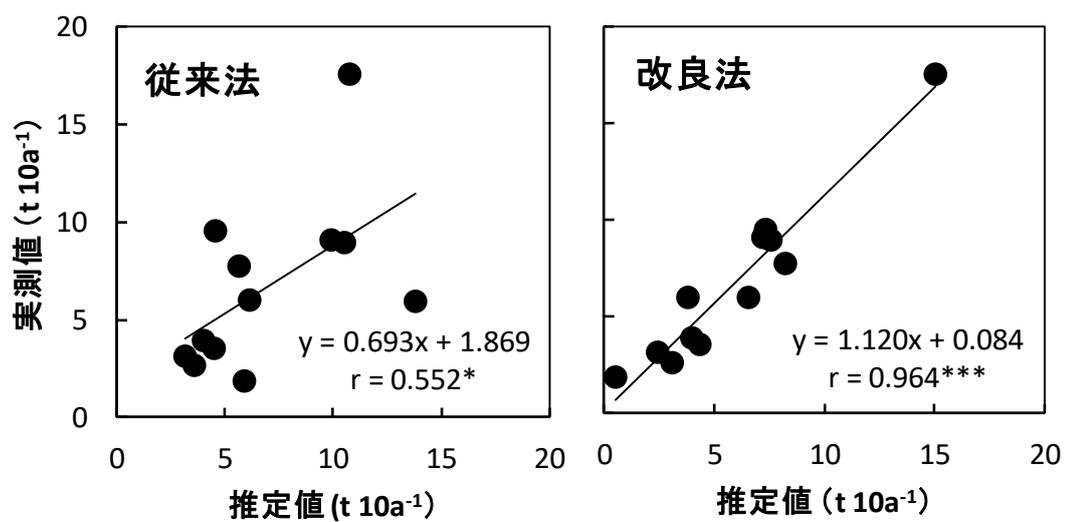


図 7-7. 従来法とロジスティック曲線を用いた改良法による台風被害後の収穫時の原料茎重の推定値と実測値の比較.

注：気象感応試験 3 作型 (n = 12)，台風襲来した 2013 ~ 2015, 2018 年度のデータを使用した。

謝 辞

本論文の取りまとめにあたり終始御尽力頂きました琉球大学農学部教授 川満芳信博士に厚く御礼申し上げます。また、本論分の取りまとめに際し惜しめない御指導と御助言を下された琉球大学農学部教授 平良栄三博士，佐賀大学農学部教授 鄭紹輝博士に心より厚く感謝申し上げます。

学位論文の取りまとめにあたり，鹿児島大学農学部教授 坂上潤一博士，鹿児島大学農学部教授 山本雅史博士には適切な御助言を頂きました。生長曲線解析法を用いた収量予測の解析では，佐賀大学農学部名誉教授 野瀬昭博博士の御指導を頂いた。論文の作成やとりまとめにあたっては，琉球大学農学部名誉教授 上野正実博士，国際農林水産業研究センター熱帯・島嶼研究拠点 寶川拓生博士，琉球大学農学部 渡邊健太博士の御助言を頂いた。記して感謝申し上げます。

本研究は，(当時) 沖縄県農業試験場作物部，宮古支場そして沖縄県農業研究センター作物班と石垣支所の研究員，農林水産技能員そして非常勤職員の御協力を得て実施したものである。第2章と第3章の蒸発散量の測定とタンクモデルの作成については，(当時) 九州農業試験場気象特性研究室の大場和彦博士 (故人)，丸山篤志博士，黒瀬義孝博士から蒸発散量の測定について親切丁寧な御指導を頂いた。(当時) 沖縄県農業試験場宮古支場の河野伸二博士，伊志嶺正人氏，小禄博昭氏 (故人)，高江洲賢文博士には多くの助言と激励を頂いた。さらに，第3章のタンクモデルの作成では，宮古島支所の砂川喜信支所長，(当時) 石垣支所の大見のり子氏，(当時) 作物班の出花幸之介氏には土壌水分データの提供とデータ取りまとめの御協力を頂いた。第4章の試験実施にあたっては，国際農林水産業研究センター熱帯・島嶼研究拠点 寺島義文博士，沖縄県農業研究センター所長 宮城克浩氏の研究遂行に対する御配慮を頂いた。第5章から第6章までの気象感応試験のデータ取得と取りまとめは，沖縄県農業研究センター作物班の担当職員であった嘉数耕哉氏，友利研一氏，山口悟氏，佐渡山安常氏，崎間浩氏，宮丸直子博士が実施した。宮古島支所の儀間靖氏と石垣支所の目取真要氏からは各支所の気象感応試験データを提供して頂いた。試験の実施にあたっては農林水産部糖業農産課の伊禮信氏や多くの担当者に御協力と御配慮を頂いた。サトウキビ圃場における観測装置の設置と管理では，第2章では，(当時) 沖縄県農業試験場宮古支場農業技術補佐員の伊志嶺弘勝氏，伊山和彦氏，手登根正氏，(当時) 沖縄県農業試験場作物部蔗作研究室の伊佐真純氏，仲里富雄氏，友寄隆仙氏の御協力を頂いた。栽培管理とデータ取得については，第4章では農林水産技能員の又吉康成氏，與那嶺介功氏，第5章から第6章では，西表敏克氏，渡久山盛之氏，比嘉正徳氏，赤嶺伸一氏の御協力を頂いた。学位論文の取りまとめに際し，沖縄県農業研究センター名護支所の親富祖明支所長を始め，作物園芸班員の皆様には御配慮と激励を頂いた。ここに記して，心より感謝申し上げます。

最後に，妻の理恵，長男の和真からの心温まるエールに感謝申し上げます。

引用文献

- 足立文彦・小葉田亮・有本雅幸・今木正 1996. 水稻水利用効率の地域・年度間比較
第2報 島根県下3地域間・2品種間の比較. 日本作物学会紀事 **65(2)**: 173-180.
- Allen, R. G., L. S. Pereira, D. Raes and M. Smith 1998. Crop evapotranspiration. FAO
Irrigation and Drainage Paper No.56, FAO, Rome, Italy.
- Carr, M. K. V. and J. W. Knox 2011. The water relations and irrigation requirements of sugar
cane (*Saccharum officinarum*): A Review. Expl Agric. **47(1)**: 1-25.
- Contreras, S. M. and K. Ozawa 2005. Hardpan effect on sugarcane transpiration, growth and
yield. J. Agric. Meteorol. **61(1)**: 23-28.
- Doorenbos, J., and W. O. Pruitt 1977. Guidelines for predicting crop water requirements. FAO
Irrigation and Drainage Paper No.24, FAO, Rome, Italy.
- Doorenbos, J., and A. H. Kassam 1979. Yield response to water. FAO Irrigation and Drainage
Paper No.33, FAO, Rome, Italy.
- Dillewijn, C. V. 1952. 『甘蔗植物学』 (内原彪訳) 琉球分蜜糖工業会 (那覇) p. 271.
- Du, Y. C., Y. Kawamitsu, A. Nose, S. Hiyane, S. Murayama, K. Wasano and Y. Uchida 1996.
Effects of water stress in carbon exchange rate and activities of photosynthetic enzymes
in leaves of sugarcane (*Saccharum* sp.). Aust. J. Plant Physiol, **23**:719-726.
- 儀間靖 2016. 沖縄県の農耕地土壌について. ペドロジスト **60(1)**: 71-75.
- 儀間靖・亀谷茂・宮丸直子・與那嶺介功 2002. 土壌機能増進対策事業 土壌機能実態
モニタリング調査. 『化学部試験成績概要書』 沖縄県農業試験場 (那覇) pp. 1-
15.
- 儀間靖・亀谷茂・宮丸直子・與那嶺介功 2005. 土壌機能増進対策事業土壌機能実態
モニタリング調査中南部2巡め. 化学部試験成績概要書. 沖縄県農業試験場. 那
覇 1-16.
- 浜地勇次・吉田智彦 1989. 暖地のビール大麦の収量と気象条件の關係の統計的解析.
日本作物学会紀事 **58(1)**:1-6.
- 服部太一郎・寺内方克・境垣内岳雄・石川葉子・早野美智子・樽本祐助 2018. サト
ウキビ野生種に由来する戻し交雑第1世代の多収性品種系統における新植年の
生育および乾物生産特性. 日本作物学会紀事 **87(2)**:165-175.
- 比屋根真一 2008. 沖縄本島南部地域の夏季における春植えサトウキビの蒸発散量.
沖縄県農業研究センター研究報告 (1) : 63-67.
- 比屋根真一・大場和彦 2001. 宮古島における過去20年間の降雨特性と土壌水分量の
推定.宮古支場20周年記念誌.沖縄県農業試験場宮古支場 65-75.
- 比屋根真一・大場和彦・丸山篤志・黒瀬義孝・河野伸二・伊志嶺正人 2004. 宮古島
における夏植サトウキビ畑の蒸発散特性, 熱帯農業 **48(2)**:94-100.
- 比屋根真一・真境名元次・比嘉明美・儀間靖・新里良章・生駒泰基 2008. 沖縄県南

- 部地域のサトウキビ畑におけるタンクモデルを用いた豚ふん尿曝気処理水の散布時期と量の推定. 日本作物学会九州支部会報 74 : 39-42.
- 比屋根真一・砂川喜信・大見のり子・出花幸之介・伊禮信 2018. 沖縄県のサトウキビ畑における改良型タンクモデルを用いた土壌水分量の推定と灌水による収量への影響. 沖縄県農業研究センター研究報告 12: 21-28.
- 比屋根真一・寺島義文・伊禮信・平良英三・鄭紹輝・野瀬昭博・川満芳信 2021. 沖縄本島南部のサトウキビ圃場における積算蒸発散量による地上部乾物重の推定. 熱帯農業研究. 印刷中
- 比屋根真一・野瀬昭博・伊禮信・寶川拓生・平良英三・鄭紹輝・上野正実・川満芳信 2021. ロジスティック曲線の変曲点出現時期の生育データを用いたサトウキビの収量予測. 熱帯農業研究. 投稿中
- Hossain, M. A., M. Ueno, K. Maeda and Y. Kawamitsu 2005. Potetial Evapotranspiration and Crop Coefficients for Sugarcane in Okinawa. J. Agri. Meteorol, **60(5)**:573-576.
- 藤川武信・元田雄四郎・高山昌照・江口弘美 1979. 圃場土の分光反射率. 南西諸島の干ばつに関する研究 代表 藤川武信 文部省科学研究費自然災害特別研究成果 No. A - 54 - 7. 57 - 60.
- Hunt, R. 1982. Plant growth curves. Edward Arnold (London) p. 248.
- 家坂正光 2001. 沖縄の農業労働力問題とさとうきび生産構造 (推移と展望). 沖縄甘蔗糖年報 32:21-28.
- 井上健一 2018. 品種特性と土壌条件を考慮したサトウキビの栽培管理法に関する研究. 鹿児島県農業開発総合センター研究報告 12: 31-89.
- 川満芳信・中原麻衣・寶川拓生・ディン T ホアン・渡邊健太・平良栄三・池田剛・後藤秀樹・上野正美 2020. サトウキビ個体の蒸散速度の実測と気象および土壌水分データを用いた推定. 熱帯農業研究 **13(1)**:8-19.
- 気象庁 2021. 過去のデータ検索. 那覇地点. www.data.jma.go.jp/ (2021/1/1 閲覧).
- 小林英和・長田健二 2018. 業務・加工用水稲品種「やまだわら」の多収条件. 日本作物学会紀事 **87(1)**:67-75.
- 久貝晃尋 1972. 沖縄のサトウキビカンガイ栽培における土壌水分. 畑地農業 166:322-326.
- クリマテック株式会社 2017. 総合カタログフィールド用計測機器. クリマテック株式会社. 東京 (53)59.
- 黒田正治・中野芳輔・舟越保 1992. マイクロかんがい施設調査報告書平良地区. 沖縄総合事務局農林水産部土地改良課 (那覇) p.105.
- Makkink, G. F. 1957. Testing the Penman formula by means of lysimeters. J. Inst. Water Eng. **11(3)**: 277-288.
- McMartin A. 1979. The logistic curve of plant growth and its application to sugarcane. Proceeding of the South African sugar technologists association **53**: 189-193.

- 三浦健志・四方田穆 1988. 熱収支法による大豆畑からの蒸発散量の測定. 農業土木学会誌 **56(7)**:37-44.
- 三浦健志・S. A. Mickson・四方田穆 1994. 熱収支ボーエン比法によるトウモロコシ畑からの蒸発散量の測定. 中国・四国の農業気象 **7**:15-21.
- 三浦健志・S. A. Mickson・木原康孝 1997. 熱収支ボーエン比法によるプロッコリ畑からの蒸発散量の測定. 中国・四国の農業気象 **10**:15-20.
- 宮平永憲 1978. サトウキビの収量予測について. 沖縄農業 **14(2)**: 1-6.
- 宮里清松 1986. 第4節 光合成と物質生産. 第5章 生理生態 第2節 地上部の生長, 第6章 栽培 第3節 自然災害と対策, 第7章 第2節 収量構成要素. 『サトウキビとその栽培』 沖縄県糖業振興協会 (那覇) pp. 102-129, 146-166, 237-256, 314.
- 守谷栄樹・松井鑄一郎・三輪精博・後藤清和 1996. ビニールハウスにおけるクスノキ稚苗の成長に及ぼす影響. 農業施設 **26(4)**: 187-196.
- 仲間操・野瀬昭博・宮里清松・村山盛一 1987. 春植えサトウキビの耕作年次にとともなう生育特性の推移, 琉球大学農学部学術報告 **34**:187-186.
- 中西康博 2001. 沖縄県宮古島におけるサトウキビへの施肥実態と地下水窒素濃度との関係. 日本土壌肥料学雑誌 **72**:499-504.
- 中西康博・山本洋司・朴光来・加藤茂・熊澤喜久雄 1995. $\delta^{15}\text{N}$ 値利用による地下水硝酸起源推定法の考察と検証. 日本土壌肥料学雑誌 **66**:544-551.
- 野瀬昭博 1984. サトウキビと沖縄農業—沖縄農業におけるサトウキビの意義についての一考察—. 沖縄甘蔗糖年報 **23**: 27-29.
- 野瀬昭博 1991. 作物の生理的特性から見た沖縄の農業. 育種学最近の進歩, 養賢堂 (東京) **32**:71-78.
- 野瀬昭博・仲間操・宮里清松・村山盛一 1987. 栽植密度及び土壌型が夏植え一次株出しサトウキビの生産特性に及ぼす影響. 琉球大学農学部学術報告 **34**: 1-10.
- 野瀬昭博・仲間操・宮里清松・村山盛一 1989. 栽植が夏植えサトウキビの乾物生産特性に及ぼす影響. 日本作物学会紀事 **58(3)**: 279-289.
- 農林水産省九州農業試験場・鹿児島県農業試験場・沖縄県農業試験場・財団法人甘味資源振興会 1982. サトウキビに関する調査基準. P. 57.
- 沖縄県企画部 2017. 年齢別農業経営者数. 2015年農林業センサス. [On line]
<https://www.pref.okinawa.jp/toukeika/afc/2015/report/table.html>. (2020年11月22日確認).
- 沖縄県企画部 2018. 沖縄県の位置. [On line]
<https://www.pref.okinawa.jp/site/kikaku/tochitai/keikaku/okinawanoichi>. (2020年11月22日確認).
- 沖縄県宮古支庁 2001. 宮古の農林水産業. 沖縄県宮古支庁 (平良) p.129.
- 沖縄県農林水産部 1980. 農作物の被害推定の仕方. 『沖縄県農林水産業災害報告取

- りまとめ要領』. 沖縄県農林水産部 (那覇) pp. 42-68.
- 沖縄県農林水産部 1999. さとうきび栽培指針要領. 沖縄県農林水産部(那覇)p.68.
- 沖縄県農林水産部 2006. 栽培管理. 『さとうきび栽培指針』 沖縄県農林水産部糖業農産課 (那覇) pp. 11-34.
- 沖縄県農林水産部 2014. 栽培管理. さとうきび栽培指針 代表 沖縄県農林水産部糖業農産課 (那覇) pp. 11-34.
- 沖縄県農林水産部 2020. 令和元/2年期さとうきび及び甘しゅ糖生産実績. 沖縄県農林水産部糖業農産課 (那覇) pp. 89.
- 大場和彦 1988. 南九州におけるサツマイモ畑の蒸発散. 農業気象 **44**:91-99.
- 大場和彦・桃木徳博・長谷川功・雁野勝宣・亀谷茂・喜名景秀 1993. 国頭マーヅ土壌の土砂流出量予測モデルについて. 九州の農業気象II(2) : 23-26.
- 大崎秀雄・諸岡稔・小浜節雄 1981. 飼料作における水収支 (ライシメータ試験). 『九州農試年報』 九州農業試験場 (筑後) pp. 25-28.
- 大城正市 1996. サトウキビの栽培と水. 熱帯農業 **40(3)**: 139-142.
- 太田弘毅・凌祥之 1990. タンクモデル法による土壌水分収支の解析. 農業土木学会誌 **58(7)**:5-9.
- 太田弘毅・大場和彦・長谷川功・桃木徳博・塩野隆弘 1992. 南九州火山性台地畑における土壌水分収支のタンクモデル法の解析. 九州農業試験場報告 **27(2)**:207-237.
- 太田弘毅・大場和彦・塩野隆弘 1995. 畑地における降雨の浅層地下水までの移動モデル. 生態系からみた畑生産技術体系の確立-南九州畑作地域における浅層地下水窒素濃度の小地域的管理システム- 代表 桃木徳博 総合研究第2チーム第1期 研究成果. 西合志 (2):28-37.
- 大内田真・長谷健・上野敬一郎 2015. 種子島におけるサトウキビ「NiF8」の生育に及ぼす気象の影響と収量予測. 日本作物学会九州支部会報 **81**: 39-42.
- 境垣内岳雄・樽本祐助・服部育男・丸山篤志・寺内方克・松岡誠・服部太一郎・田中穰・石川葉子・寺島義文 2015. 収穫時期の異なる年2回収穫栽培における飼料用サトウキビ品種 KRFo93-1 の生育および収量. 日本作物学会紀事 **84(1)**: 41-48.
- 桜谷哲夫 1982. 作物体内の蒸散流量測定方法の開発とその応用, 農業技術研究所報告, **A29**:47-121.
- 桜谷哲夫 1987. 畑地の蒸発散と生産力. 農業および園芸 **62(10)**:1127-1132.
- 桜谷哲夫・岡田益己 1984. 蒸発散の測定法(V). 農業気象 **40**:403-405.
- 佐々木喜一・木村玲二・伊志嶺正人・太田守也 2005. 宮古島サトウキビ畑における蒸発散量. 農業気象 **61(1)**: 77-81.
- 新里良章 2014. 適正なさとうきび機械化体系. 砂糖類・でん粉情報 **27**:10-23.
- 新里良章 2016. サトウキビの安定増収に向けた機械化技術の開発. 沖縄県農業研究センター研究報告 **10**: 46-131.

- 島袋正樹 1997. サトウキビ育種における多収性に関する研究. 沖縄県農業試験場研究報告 **19**: 1-75.
- 城間理夫・元田雄四郎・中島暢太郎 1979. サトウキビ群落内の微気象:南西諸島の干ばつに関する研究 代表 藤川武信 文部省科学研究費自然災害特別研究成果 No.A-54-7. 19-31.
- 管田慎平・角明夫・岩下瑞希 2015. 混植条件下における蒸発散量と乾物生産量の関係—とくに窒素固定作用との関連から—. 日本作物学会紀事 **84(2)**: 201-208.
- 砂川喜信・佐藤光徳・比屋根真一・伊禮信・大見のりこ 2017. 茎伸長速度から見たサトウキビの効果的な灌水開始時期. 日本作物学会九州支部会報 **75**: 50-53.
- 田中勝・小林晃・甲斐由美・境哲文・田淵宏朗・高畑康浩 2018. 九州沖縄農業研究センター都城研究拠点におけるサツマイモの収量およびでん粉含量と気象条件の関係. 九州沖縄農業研究センター報告 **67**:35-46.
- 寺内方克 2013. サトウキビ. 作物調査基準. 日本作物学会九州支部会編 (福岡) pp. 123-130.
- 寺内方克・中川仁・松岡誠・中野寛・杉本明 1999. スイートソルガムとの比較によるサトウキビ初期生長特性の解析. 日本作物学会紀事 **68(3)**: 414-418.
- 寺内方克・松岡誠 2000. サトウキビ初期生長特性改善のための形態形質の解析. 日本作物学会紀事 **69(3)**: 286-292.
- Thompson, G. D. 1976. Water use by sugarcane. Review paper No. 8. The South African Sugar Journal **60**:593-600.
- 山根正博・国分牧衛 2016. 東北地方におけるダイズ収量の年次・地域間変動と気象要因との関係. 日本作物学会紀事 **85(2)**:198-203.
- 山城三郎 1968. 沖縄における甘蔗の蒸発散量 第1報. 琉球大学農学部学術報告 **15**:193-198.
- 山城三郎 1981. 沖縄におけるサトウキビに対するカンガイの必要性. 琉球大学農学部学術報告 **28**:127-137.
- 山城三郎 1990. 沖縄における甘蔗の蒸発散量第5報. 琉球大学農学部学術報告 **37**:171-182.

要 旨

沖縄県におけるサトウキビ産業は、台風や干ばつ等の気象環境に加え、農家の高齢化や担い手不足、有休農地の増加や肥培管理の遅れ等により収穫面積の減少、単位面積あたりの収量の低下等、厳しい状況にある。そのような状況の中、安定生産技術の確立は急務である。

生産現場では、操業開始の半年前から定期的に生育調査がなされ、それらの結果に基づいて収量を予測し、製糖工場の操業期間が決定される。しかし、現在、各製糖工場で行われている収量予測方法は不安定で、精度の向上が求められている。

作物は物質生産の結果として蒸散作用により多量の水分を大気中に放出する。この水分の損失は、降水や灌漑による供給がなければ、生育や収量に著しい影響を与える。本研究では、サトウキビ圃場における水収支と生育や収量との関係を明らかにし、生長曲線解析法を用いて収量予測精度の向上を目指した。

サトウキビ圃場における蒸発散特性を明らかにするため、宮古島と那覇市において熱収支ボーエン比法で蒸発散量を測定した。さらに、FAOの提案した改良Penman法、日射法およびPenman-Monteith法を用いて基準蒸発散量を算出し、作物係数を求めた。その結果、推定精度から判断すると日射法の精度が高かった。

サトウキビ圃場における土壌水分量の推定方法を確立するため、タンクモデル法の適応を試みた。土壌水分量の変化を考慮したPenman-Monteith法や日射法を組み込んだ改良タンクモデル法を用いることにより、土壌水分量の経時変化を高精度に推定できることを示した。

異なる栽培時期を設定した新植と株出し栽培をおこなって、改良タンクモデルで求めた ΣE_{Te} とDWの関係を検討した。 ΣE_{Te} とDWの関係は、新植はロジスティック曲線、株出しは直線で近似することができ、両者の関係は密接であることが明らかとなった。

気象感応試験のデータを活用して、ロジスティック曲線に基づいた収量予測モデルを開発した。各作型における仮茎長と原料茎重の推移はロジスティック曲線に従った。さらに、ロジスティック曲線における変曲点の出現時期を考慮した各月の仮茎長、茎径、茎数を用いて重回帰分析を行うことにより最終収量の予測が可能となった。また、重回帰分析による推定精度は、蒸発散量を説明変数として加えることにより、さらに高まった。

以上の結果、蒸発散量とサトウキビの生育や収量との関係、ロジスティック曲線に基づいた収量予測の可能性を明らかにした。ロジスティック曲線の変曲点出現期までの適宜の灌水、株出し管理の早期実施、施肥量や方法、多収性品種の導入による初期生育の確保等の栽培技術の実施により、沖縄県におけるサトウキビの安定生産が期待される。

Summary

The sugarcane industry in Okinawa has been experiencing unstable yields per unit area due to weather conditions such as typhoons and droughts, as well as the aging of the farming population, lack of farmers, and delays in fertilizer management. In the production field, growth surveys are conducted periodically from six months before the start of operation, and the yield is predicted based on the results of these surveys to determine the operation period of the sugar refinery. However, the current yield prediction methods used in sugar refineries are unstable and their accuracy needs to be improved. As a result of material production, crops release large amounts of water into the atmosphere through transpiration. Without precipitation or irrigation supply, this water loss has a significant impact on growth and yield. In this study, we aimed to clarify the relationship between water balance and growth and yield in sugarcane fields, and to improve the accuracy of yield prediction using the growth curve analysis method.

To clarify the evapotranspiration characteristics in sugarcane fields, evapotranspiration was measured by the heat balance Bowen ratio method in Miyako and Naha. In addition, the modified Penman method, solar radiation method and Penman-Monteith method proposed by FAO were used to calculate the reference evapotranspiration and crop coefficients. The results showed that the solar radiation method was more accurate in terms of estimation accuracy. In order to establish a method for estimating soil moisture content in sugarcane fields, we tried to adapt the tank model method. A modified tank model method incorporating the Penman-Monteith method and the solar radiation method, which takes into account the change in soil moisture content, was used to estimate the change in soil moisture content over time with high accuracy.

The relationship between evapotranspiration (ΣE_{Te}) and dry weight (DW) calculated by the improved tank model was investigated using new planting and ratooning at different growing seasons. The relationship between ΣE_{Te} and DW can be approximated by a logistic curve for new planting and a straight line for ratooning. A yield prediction model based on a logistic curve was developed using data from weather-sensitivity tests. The logistic curve was used to predict the trend of sub stem length and raw material stem weight in each crop type. In addition, the final yield could be predicted by multiple regression analysis using the sub stem length, stem diameter, and number of stems for each month, taking into account the appearance of inflection points in the logistic curve. The estimation accuracy of the multiple regression analysis was further improved by adding evapotranspiration as an explanatory variable.

As a result, the relationship between evapotranspiration and sugarcane growth and yield, and the possibility of yield prediction based on the logistic curve were clarified. Stable production of sugarcane in Okinawa is expected through the implementation of cultivation techniques such as appropriate irrigation until the inflection point of the logistic curve appears, early implementation of stubble management, amount and method of fertilizer application, and introduction of high-yielding varieties to ensure early growth.